

**Schätzung und Prognose
der glatten Komponente des Index
der industriellen Nettoproduktion mit Daten
des Ifo-Konjunkturtests**

**Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
Doctor rerum politicarum (Dr. rer. pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München**

**vorgelegt von
Jutta Pröls**

1975



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41551911_0045

**Schätzung und Prognose
der glatten Komponente des Index
der industriellen Nettoproduktion mit Daten
des Ifo-Konjunkturtests**

**Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
Doctor rerum politicarum (Dr. rer. pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München**

**vorgelegt von
Jutta Pröls**

1975

Referent: Prof. Dr. O. Anderson

Korreferent: Prof. Dr. E. von Böventer

Promotionsabschlußberatung: 21. Juli 1975



<u>Inhalt</u>	Seite
0. Einführung	1
0.1. Tendenzbefragungen für ökonomische Analysen	1
0.2. Unternehmensbefragungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung	3
0.3. Problemstellung der Arbeit	3
1. Grundlagen des Ifo-Konjunkturtests	6
1.1. Ursprung und Wesen des Konjunkturtests	6
1.2. Der Fragebogen für die Industrie	7
1.2.1. Aufbau des Fragebogens	7
1.2.2. Fragen zur Produktionstätigkeit	9
1.3. Die (repräsentative) Auswahl im Konjunkturtest	11
1.3.1. Auswahl bestimmter Industrie- und Erzeugnisgruppen	11
1.3.2. Repräsentation innerhalb der ausgewählten Industriebereiche	14
1.4. Auswertung der Befragungsergebnisse	16
1.4.1. Aggregierung der einzelnen Firmenmeldungen	16
1.4.2. Darstellung der aggregierten Ergebnisse	17
2. Amtliche Produktionsindices als Prüfgröße der aggregierten Tendenzmeldungen aus dem Konjunkturtest	19
2.1. Der Index der industriellen Bruttoproduktion	20
2.2. Der Index der industriellen Nettoproduktion	21
2.2.1. Aufgabe und Gliederung	21
2.2.2. Zur Methode der Berechnung	24
2.2.3. Modus und Aktualität der Veröffentlichung	27
2.3. Ansätze für eine empirische Überprüfung	28
2.3.1. Grundsätzliche Überlegungen	28
2.3.2. Spezifizierung der Variablen im Reihenvergleich	31

III

	Seite
2.3.2.1. Bestimmung der Vergleichsgrößen	31
2.3.2.2. Kumulierte Saldenreihen der Produktionsmeldungen aus dem Konjunkturtest	33
2.3.2.3. Die glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion	38
2.3.3. Schätzung der glatten Komponente des Index mit Hilfe der Ifo-Konjunkturtest-Daten in bisherigen Untersuchungen	44
3. Analyse der Beziehungen zwischen der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion und den Konjunkturtest-Saldenreihen für die Produktion	49
3.1. Simultane Betrachtung der Reihen	49
3.1.1. Zeitliche Extremwertanalyse	50
3.1.1.1. Gegenüberstellung der <i>glatten Komponente des Index</i> und der Saldenreihe der <i>Beurteilungen</i>	52
3.1.1.2. Gegenüberstellung der <i>glatten Komponente des Index</i> und der Saldenreihe der <i>Erwartungen</i>	54
3.1.1.3. Gegenüberstellung der Saldenreihe der <i>Beurteilungen</i> und der Saldenreihe der <i>Erwartungen</i>	55
3.1.2. Analyse der Korrelationsdiagramme	57
3.1.2.1. Korrelationsdiagramm zwischen der <i>glatten Komponente des Index</i> und der Saldenreihe der <i>KT-Beurteilungen</i>	58
3.1.2.2. Korrelationsdiagramme zwischen der Saldenreihe der <i>KT-Beurteilungen</i> und der Saldenreihe der <i>KT-Erwartungen</i>	64
3.2. Die Methode der gleitenden Regressionsschätzung	66
3.2.1. Beschreibung der Methode	68
3.2.2. Die Länge des Stützbereiches	69
3.2.3. Richtung und Ausmaß der Schätz- und Prognosefehler	71
3.2.3.1. Fehler bei der linearen Regressionsschätzung	71
3.2.3.2. Fehler bei der Prognose der glatten Komponente des Index	71

3.3. Verwendung unsaldierter Daten für die Schätzung und Prognose	78
3.4. Beurteilungskriterien für Anpassungen an die Referenzreihe	80
4. Schätzansätze und Ergebnisse der empirischen Untersuchung	82
4.1. Schätzung und Prognose der Produktions- <i>Beurteilungsreihen</i> mit Hilfe der Produktions- <i>Erwartungsreihen</i> des Konjunkturtests	83
4.1.1. Schätzung und Prognose der <i>Beurteilungssalden</i>	83
4.1.1.1. Ergebnisse aus dem einfachen Regressionsansatz mit dem <i>Saldo</i> der Erwartungen	83
4.1.1.2. Ergebnisse aus dem multiplen Regressionsansatz mit den <i>unsaldierten</i> Erwartungsmeldungen	87
4.1.2. Schätzung und Prognose der <i>unsaldierten</i> Beurteilungsreihen	90
4.1.2.1. Ergebnisse der Schätzung	90
4.1.2.2. Ergebnisse der Prognose	93
4.2. Schätzung und Prognose der <i>glatten Komponente des Index</i> mit Hilfe der Produktions-Saldenreihen des Konjunkturtests	96
4.2.1. Ergebnisse der <i>Schätzung</i>	96
4.2.1.1. Ergebnisse der Schätzung mit dem <i>Saldo</i> der <i>Beurteilungen</i>	96
4.2.1.2. Ergebnisse der Schätzung mit dem <i>Saldo</i> der <i>Erwartungen</i>	97
4.2.2. Ergebnisse der <i>Prognose</i> aus den Schätzansätzen mit den Konjunkturtest-Saldenreihen	98
4.2.2.1. Prognose-Ergebnisse aus dem Schätzansatz mit dem <i>Saldo</i> der <i>Beurteilungen</i>	98
4.2.2.2. Prognose-Ergebnisse aus dem Schätzansatz mit dem <i>Saldo</i> der <i>Erwartungen</i>	99
4.3. Schätzung und Prognose der <i>glatten Komponente des Index</i> mit Hilfe der <i>unsaldierten</i> Konjunkturtest-Reihen	101
4.3.1. Schätzung und Prognose mit den <i>unsaldierten Beurteilungsreihen</i>	101

	Seite
4.3.1.1. Ergebnisse der Schätzung	101
4.3.1.2. Ergebnisse der Prognose	104
4.3.2. Schätzung und Prognose mit den unsal- dierten <i>Erwartungsreihen</i>	106
4.3.2.1. Ergebnisse der Schätzung	107
4.3.2.2. Ergebnisse der Prognose	114
5. Abschließende Bemerkungen	119
Literaturverzeichnis	125
Anhang	131
Lebenslauf	230

O. Einführung

O.1. Tendenzbefragungen für ökonomische Analysen

Bereits lange bevor George Gallup die Methode der direkten Befragung einer repräsentativen Auswahl von Personen zur Erforschung der öffentlichen Meinung populär machte¹⁾, hat man in Bayern und Sachsen in der zweiten Hälfte des vorigen Jahrhunderts (1855) den Saatenstand in den einzelnen Bezirken über qualitative Urteile von sachverständigen Berichterstattem ermittelt²⁾.

Mittlerweile hat sich die Methode der repräsentativen Befragung, die sich auf die Erfassung qualitativer Daten, wie Urteile und Pläne von Personen, stützt als ein wichtiges Instrument bei der Analyse der verschiedensten Problemkreise entwickelt. Seit dem Ende der vierziger Jahre findet sie in verschiedenen Ländern der Welt³⁾ auch Anwendung im Rahmen der empirischen Wirtschafts- und Konjunkturforschung.

Um die Unsicherheit und das Risiko, das mit jeder gegenwärtigen wirtschaftlichen Entscheidung verbunden ist, einzuschränken, sind nicht nur staatliche Institutionen und Wirtschaftsforschungsinstitute, sondern gerade die Entscheidungsträger der unteren Ebene einer Volkswirtschaft daran interessiert, möglichst gute und aktuelle Informationen über

1) vgl. Krelle, W.: "Möglichkeiten und Grenzen der Konjunkturdiagnose", in: Diagnose und Prognose als wirtschaftswissenschaftliche Methodenprobleme, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 25, Duncker & Humblot, Berlin 1962, S. 36

2) vgl. Strigel, W.: "Zur Geschichte der Tendenzbefragung in Deutschland", in: Ifo-Studien, 3.Jg.(1957), Heft 1/2, S.18

3) vgl. dazu Stutz, F.N.: "Der Konjunkturtest, Neue Wege der Konjunkturdiagnose und -prognose", Veröffentlichungen der Handels-Hochschule St. Gallen, Reihe A, Heft 49, Polygraphischer Verlag AG, Zürich und St. Gallen 1957, S.32 ff. und Strigel, W.: "Über die Anwendung von Tendenzbefragungen als Mittel der Konjunkturbeobachtung im Ausland" in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 38 (1954), S. 142 ff.

Entwicklungstendenzen bzw. deren Veränderungen im Wirtschaftsablauf zu bekommen.

Sowohl die Erlangung zusätzlicher Informationen über Urteile, Pläne und Erwartungen der Vielzahl von Individuen, die den Ablauf einer arbeitsteiligen Marktwirtschaft bestimmen, als auch die Erhaltung der Aktualität dieser Informationen, die bei Erhebungen der amtlichen Statistik nicht immer gewährleistet werden kann, sind Zielsetzungen der sogenannten Tendenzbefragungen.¹⁾ Sie sind heute nicht nur auf nationalen Ebenen²⁾, sondern auch im Rahmen der EWG³⁾ als "Hauptwerkzeug von Diagnose und kurzfristiger Prognose"⁴⁾ anerkannt und stellen eine wertvolle Ergänzung der amtlichen Statistik dar.

Grundsätzlich lassen sich derartige Tendenzbefragungen oder Konjunkturumfragen, wie sie heute auch bezeichnet werden, in zwei Kategorien einteilen: einmal in die sogenannten Konsumentenbefragungen, welche sich auf den Verbraucher beziehen, und zum anderen in Befragungen, die sich an den Unternehmer als Untersuchungsobjekt richten.

-
- 1) vgl. Strigel, W.: "Die Konjunkturumfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 49 (1965), S. 129 f.
 - 2) Im Anhang A des Papers zu seinem Eröffnungsvortrag der 10. CIRET-Konferenz (CIRET ist die Abkürzung für Contact International de Recherches Economiques Tendencielles) im September 1971 in Brüssel veröffentlichte Strigel eine synoptische Tabelle, der entnommen werden kann, daß insgesamt etwa 100 Tendenzbefragungen in 25 verschiedenen Ländern durchgeführt werden.
 - 3) Seit 1961 stellt die EWG-Konjunkturtestbefragung eine Koordinierung der entsprechenden nationalen Befragungen aller Länder der Gemeinschaft mit Ausnahme der Niederlande dar. Sie erstreckt sich auf insgesamt 13 000 Firmen aus 16 Zweigen der verarbeitenden Industrie.
vgl. dazu Wirth, L.: "Stand der Konjunkturtestbefragungen in verschiedenen Ländern", in: Ifo-Studien, 9. Jg. (1963), Heft 1/2, S. 195 und S. 204 f.
 - 4) Piatier, A.: "Konjunkturumfragen, Statistik und Ökonomie", in Ifo-Studien, 18. Jg. (1972), Heft 2, S. 144
 - 5) vgl. dazu Marquardt, W. und Strigel, W.: "Der Konjunkturtest. Eine neue Methode der Wirtschaftsbeobachtung", Schriftenreihe des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung Nr. 38, Duncker & Humblot, Berlin-München 1959, S. 20

0.2. Unternehmensbefragungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung

In der Bundesrepublik (einschließlich Westberlin) werden derzeit vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung in München laufend zwei Unternehmensbefragungen, der sogenannte *Konjunkturtest* (KT)¹⁾ und der *Investitionstest* (IT) durchgeführt. Während die Aufgabe des Investitionstests in erster Linie darin besteht, "aktuelle Informationen über die Investitionsbereitschaft und die Investitionsziele der Unternehmer"²⁾ zu beschaffen, sollen mit dem Konjunkturtest Entwicklungsfakten im Wirtschaftsablauf generell beobachtet werden³⁾. Zum festen Programm des KT-Fragebogens⁴⁾ gehören daher sowohl Fragen bezüglich der Produktionstätigkeit, der Auftragseingänge und des Auftragsbestandes, der Lagerhaltung, der Inlandsverkaufspreise und des Umfanges des Exportgeschäftes als auch Fragen nach der allgemeinen Geschäftslage für ein bestimmtes Erzeugnis.

0.3. Problemstellung der Arbeit

In den ersten Jahren der Praktizierung des Konjunkturtests lag das Hauptgewicht der Forschungsarbeiten des Ifo-Instituts auf der Analyse der einzelnen Meldungen der Unternehmer⁵⁾ (Mikro-Analyse). Bereits bald nach der Durchführung der

-
- 1) Eine Darstellung der wichtigsten Charakteristika des Ifo-Konjunkturtests findet sich in Abschnitt 1., S. 6
 - 2) vgl. Bonhoeffer, F.O. und Streck, W.R.: "Der Investitionstest des Ifo-Instituts. Ein Überblick über Entwicklung und heutigen Stand", in: Ifo-Studien, 12. Jg. (1966), Heft 1/2, S. 46
 - 3) vgl. Langelütke, H. und Marquardt, W.: "Das Konjunkturtest-Verfahren, Aufgabe, Methode und Erkenntniswert", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 189 f.
 - 4) vgl. Anhang, S. 131
 - 5) vgl. Marquardt, W. und Strigel, W.: "Der Konjunkturtest, ...", a.a.O., S. 128

ersten Tests tauchte jedoch die Frage auf, ob die ermittelten qualitativen Informationen in ihrer Gesamtheit (Makro-Analyse) nicht auch eine quantitative Interpretation zulassen¹⁾.

Zur Klärung dieser Frage, die in der Literatur unter dem Stichwort *Quantifizierung* behandelt wird, wurden verschiedentlich theoretische Modelle entwickelt, die bestimmte Voraussetzungen sowohl auf der Mikro-Ebene als auch auf der Makro-Ebene²⁾ implizieren, unter denen eine derartige Quantifizierung qualitativer Daten möglich werden könnte³⁾.

1) vgl. Strigel, W.: "Die Konjunkturumfragen ...", a.a.O., S. 36

2) vgl. Anderson, O., Bauer, R.K. und Giehl, R.: "Zur Theorie des Konjunkturtests", in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), Heft 2, S. 160

3) Zum Quantifizierungsproblem vgl.:
Anderson, O.: "Konjunkturtest und Statistik", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 209 ff. und als Ergänzung zu diesem Aufsatz ders.: "Möglichkeiten und Grenzen einer Quantifizierung des Konjunkturtests des Münchner Instituts für Wirtschaftsforschung", in: Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik, Bd. 3 (1951), S. 206 ff. - ders.: "Zur Frage der Quantifizierung des Konjunkturtests", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 36 (1952), S. 223 ff. - ders.: "The Business Test of the Ifo-Institute for Economic Research, Munich, and its theoretical Model", in: *Révue de l'Institut International de Statistique*, La Haye, Vol. 20 (1952), S. ff. - ders.: "Zur Theorie des Konjunkturtests", in: *Statistische Vierteljahresschrift*, Bd. 4 (1953), S. 25 ff.
Anderson, O., Bauer, R.K. und Giehl, R.: "Zur Theorie ...", a.a.O., S. 159 ff.
Fels, E.M.: "Maß und Richtung: Zur Aggregation dreiwertiger Signalkonstellationen im Ifo-Konjunkturtestverfahren", in: *Statistische Vierteljahresschrift*, Bd. 7 (1954), S. 57 ff.
Nicolas, M.: "Nutzen und Grenzen der Korrelationsanalyse", in: *Vierteljahresschäfte zur Wirtschaftsforschung*, Jg. 1952, S. 141 ff.
Pfanzagl, J.: "Zur Methode des Konjunkturtest-Verfahrens", in: *Statistische Vierteljahresschrift*, Bd. 5 (1952), S. 161 ff.
Schulte, W.: "Probleme der Quantifizierung von Tendenzbefragungen", in: *Ifo-Studien*, 4. Jg. (1958), Heft 1/2, S. 73 ff.
Theil, H.: "On the time shape of economic microvariables and the Munich Business Test", in: *Révue de l'Institut International de Statistique*, La Haye, Vol. 20 (1952), S. 105 ff.

Ob solche Quantifizierungsbedingungen realistisch sind, bzw. bis zu welchem Grade sie im tatsächlichen Wirtschaftsgeschehen als erfüllt betrachtet werden können, läßt sich durch einen Vergleich der KT-Ergebnisse mit entsprechenden quantitativen Daten der amtlichen Statistik kontrollieren. Wenn im weiteren dieser empirische Vergleich an Hand von Daten der industriellen Produktion vorgenommen wird, so hat dies folgende Gründe:

Zum einen kommt der unternehmerischen Produktionstätigkeit eine zentrale Stellung im Wirtschaftsprozess unserer Zeit zu. Produktionsveränderungen gehören somit zu den wichtigsten Indikatoren für eine kurzfristige Konjunkturbeobachtung.

Zum anderen sind Dispositionen bezüglich der Produktionstätigkeit sogenannte *endogene* oder *unternehmereigene* Variablen, "deren Werte innerhalb bestimmter durch technische und andere Bedingungen gegebener Grenzen von eigenen Entscheidungen des Unternehmers bestimmt werden"¹⁾. Da Veränderungen in der Produktion fast immer vom Unternehmer geplant sein werden, ist anzunehmen, daß die Treffsicherheit einer kurzfristigen Voraussage größer sein wird als bei *unternehmerfremden* oder *exogenen* Variablen. Diese Vermutung konnte durch verschiedene im wesentlichen auf der Mikro-Ebene durchgeführte Analysen²⁾ bestätigt werden.

Schließlich wäre drittens anzuführen, daß gerade wegen der überragenden Rolle der Produktion im Wirtschaftsablauf auch entsprechende Reihen der amtlichen Statistik zur Verfügung stehen, an Hand derer die Aussagefähigkeit der KT-Ergebnisse *ex post* überprüft werden kann.

1) Anderson, O., Fürst, H. und Schulte, W.: "Zur Analyse der unternehmerischen Reaktionsweise", in: Ifo-Studien, 2. Jg. (1956), Heft 2, S. 131

2) vgl. insbesondere Anderson, O., Bauer, R.K. und Fels, E.: "Zur Treffsicherheit kurzfristiger Unternehmererwartungen. Untersuchungen an Hand von Konjunkturtest-Daten", Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München 1954, S. 6

Es muß darauf hingewiesen werden, daß bei einem derartigen empirischen Vergleich zahlreiche Probleme auftreten, die nicht allein aus der Gegenüberstellung von aggregierten, qualitativen Ergebnissen einer Repräsentativbefragung und den aggregierten, quantitativen einer amtlichen Erhebung¹⁾ resultieren, sondern beispielsweise auf Unterschieden in den verwendeten Definitionen, auf Abgrenzungsschwierigkeiten oder Erhebungsproblemen bei den vom Konjunkturtest bzw. den von der amtlichen Statistik erfaßten Tatbeständen beruhen, die eine sachgerechte Beurteilung erschweren.

1. Grundlagen des Ifo-Konjunkturtests

1.1. Ursprung und Wesen des Konjunkturtests

Seit dem Jahre 1950 wird der Konjunkturtest regelmäßig in einer monatlich wiederkehrenden Erhebung vom Ifo-Institut in München durchgeführt. "Nach der Instituts-Konzeption sollte aus den Entwicklungstendenzen auf den verschiedenen Warenmärkten jeweils ein synoptisches Lagebild der Güterwirtschaft als Ganzes gewonnen werden"²⁾, "das die aus anderen Quellen fließenden Daten ergänzt und aktualisiert"³⁾. Man ging dabei von der Vorstellung aus, daß es möglich sein müßte, über das Wissen, die Ansicht und das Urteil einer repräsentativen Zahl von Unternehmerpersönlichkeiten zumindest die Richtung der letzten Entwicklung frühzeitiger, d.h. vor den Veröffentlichungen der amtlichen Statistik zu ermitteln und darüberhinaus aus den Absichten und Erwartungen

1) vgl. dazu die Ausführungen des Abschnitts 2., S. 19

2) Langelütke, H. und Marquardt, W.: a.a.O., S. 193

3) Langelütke in seiner Einführung zu Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 11

dieser Unternehmer Informationen über künftige Entwicklungstendenzen zu gewinnen. "Die Lage von heute hängt eben nicht allein von äußeren Sachverhalten ab, sondern auch von den wahren oder falschen Vorstellungen, die sich die Menschen von der Lage machen. Denn danach treffen sie ihre Entscheidungen"¹⁾.

Zur Verbesserung der Diagnose kurzfristiger Wirtschaftsentwicklungen war man außerdem bestrebt, durch den Konjunkturtest "einen Überblick über die wichtigsten Marktvorgänge der einzelnen Branchen zum gleichen Zeitpunkt"²⁾ zu erhalten. Nacheinander wurde die Befragung auf die drei großen volkswirtschaftlichen Horizontalbereiche: Industrie, Großhandel und Einzelhandel ausgedehnt, zu denen seit 1956 auch die Bauwirtschaft hinzukam.³⁾

1.2. Der Fragebogen für die Industrie

1.2.1. Aufbau des Fragebogens

Nach den ersten Testversuchen, unmittelbar nach der Währungsreform, die Umfragen mit Interviewern durchzuführen⁴⁾, hat sich das Ifo-Institut seither auf die Methode der schriftlichen Befragung festgelegt. Etwa 10 Tage vor Ende des laufenden Monats werden jeweils Fragebogen versandt, deren Form und Aufbau seit den Anfängen des Konjunkturtests kaum Veränderungen erfahren hat.

1) Piatier, A.: "Neue Wege der Konjunkturforschung". Sonder-schrift des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung Nr. 15, Duncker & Humblot, Berlin-München 1954

2) Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 14

3) vgl. Langelütke, H. in seiner Einführung zu Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 11

4) vgl. Langelütke, H. und Marquardt, W.: a.a.O., S. 191

Insbesondere deswegen, weil die Teilnahme der Unternehmer am Konjunkturtest auf freiwilliger Basis erfolgt, wurden an die Gestaltung des Fragebogens folgende Anforderungen gestellt¹⁾:

1. Die Ausfüllung muß innerhalb weniger Minuten durch eine leitende Persönlichkeit im Unternehmen erfolgen können.
2. Alle Fragen müssen klar und einfach gestellt sein und dürfen nicht über den geschäftlichen Erfahrungsbereich des Beantwortenden hinausgehen.
3. Die Befragung muß sich konkret auf ein einzelnes, im Unternehmen hergestelltes Erzeugnis beziehen.
4. Die Beantwortung muß durch Ankreuzen der alternativ gestellten Fragen erfolgen, nicht durch konkrete Zahlenangaben, die erst Ermittlungen und Rückfragen im Unternehmen erfordern.

Als Gegenleistung für die freiwillige Teilnahme muß den beteiligten Unternehmen das Gesamtergebnis der Umfrage spätestens 1 - 2 Wochen nach erfolgter Rücksendung des Fragebogens²⁾ (kostenlos) zur Verfügung gestellt werden können, damit eine praktische Auswertung der Ergebnisse für unternehmerische Dispositionen möglich ist.

Zur Sicherung der Geheimhaltung der einzelnen Meldungen der Unternehmen werden die zurückzusendenden Fragebogen nicht mit dem jeweiligen Firmennamen, sondern mit Kennnummern nach einem ausgearbeiteten Schlüssel versehen.

Diesen Forderungen entsprechend, hat man für das ständige Programm des Konjunkturtests im wesentlichen Fragen formuliert, die eine qualitative Beantwortung im Rahmen dreiwertiger Ordnungsrelationen³⁾ zulassen.

1) vgl. Langelütke, H. und Marquardt, W.: a.a.O., S. 192

2) Die Firmen sind angehalten, den Fragebogen gegen Ende des Monats auszufüllen und spätestens zwischen dem 3. und 5. des folgenden Monats an das Ifo-Institut zurückzusenden.

3) Aus dem im Anhang, S. 131 angefügten KT-Fragebogen für die Industrie ist an Hand der Fragen 3 und 10 sowie der Sonderfragen A₁, B₁ und B₂ zu ersehen, daß diese Aussage nicht für *alle* Fragen zutreffend ist.

Eine Klassifizierung der Fragen läßt sich grundsätzlich nach zwei Gesichtspunkten vornehmen:

1. nach dem *was* beurteilt werden soll, die betreffende Größe selbst (*Niveauvariable*) oder deren Veränderung gegenüber einem früheren Zeitpunkt (*Tendenzvariable*) und
2. nach dem *Zeitraum* - Vergangenheit oder Zukunft - , auf den sich das unternehmerische Urteil über die betrachtete Größe bzw. deren Veränderung bezieht (*ex-post-Variable* bzw. *ex-ante-Variable*).

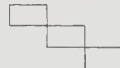
1.2.2. Fragen zur Produktionstätigkeit

Die Produktion eines bestimmten Erzeugnisses (XY) betreffend sind im KT-Testbogen für die Industrie¹⁾ zwei, jeden Monat wiederkehrende Fragen enthalten:

In Spalte 1: *Beurteilung und Entwicklung* im betreffenden Monat

Frage 2: Unsere Produktionstätigkeit* bezüglich XY war gegenüber dem Vormonat

lebhafter
unverändert
schwächer



und

in Spalte 2: *Pläne und Erwartungen*

Frage 8: Unsere Produktionstätigkeit* bezüglich XY wird voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate in konjunktureller Hinsicht - also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen

steigen
etwa gleich bleiben
fallen



* Veränderungen, die lediglich auf übliche Betriebsferien bzw. Urlaube und regelmäßig wiederkehrende Reparaturen sowie eine unterschiedliche Monatslänge zurückgehen, sind nicht zu berücksichtigen.

1) Vgl. Anhang, S. 131

Die Antworten auf die Frage 2 werden im folgenden zur Vereinfachung einheitlich mit *Beurteilungen* der Unternehmer und entsprechend die Antworten auf die Frage 8 mit *Erwartungen* bezeichnet.¹⁾

Beide Fragen zielen demnach ab auf die Beurteilung von Veränderungstendenzen in der Entwicklung der Produktion des Erzeugnisses XY. Im Hinblick auf das zweite Kriterium zur Klassifikation²⁾ sind die Fragen jedoch unterschiedlich einzuordnen. Während Frage 2 mit der Beurteilung der Produktionsentwicklung gegenüber dem Vormonat einen Tatbestand der Vergangenheit erfaßt, soll mit Frage 8 nach den Plänen bzw. Erwartungen der Unternehmer zusätzliche Information über die künftige Produktionsentwicklung gewonnen werden. Demnach ist Frage 2 des Konjunkturtests anders als Frage 8 in erster Linie im Zusammenhang mit einer aktuellen Diagnose³⁾ der wirtschaftlichen Situation zu beurteilen. Da diese jedoch die Grundlage für eine brauchbare Prognose darstellt, haben auch die ex-post-Daten des Konjunkturtests prognostischen Wert⁴⁾.

Neben diesen ständigen Fragen besteht die Möglichkeit, zusätzliche, nicht regelmäßige Informationen durch geeignete *Sonderfragen* in Spalte 3 des Testbogens zu ermitteln. Da diesen Sonderfragen im Rahmen der vorliegenden Arbeit keine besondere Bedeutung zukommt, wird auf sie nicht weiter eingegangen.

-
- 1) Dem einleitend erwähnten endogenen Charakter der Produktionsvariablen entsprechend, wären an sich die Bezeichnungen *Entwicklungen* und *Pläne* angebracht.
 - 2) vgl. Abschnitt 1.2.1., S. 9
 - 3) Bei Krelle ist der Begriffsinhalt einer Diagnose spezieller gefaßt. Vgl. Krelle, W.: a.a.O., S. 30 ff. und S. 75
 - 4) vgl. Strigel, W.: "Die Konjunkturumfragen ...", a.a.O., S. 138

1.3. Die (repräsentative) Auswahl im Konjunkturtest

Wegen des Fehlens gesetzlicher Vorschriften für die Beteiligung der Unternehmer am Konjunkturtest und wegen der finanziellen Beschränkungen sowie der zeitlichen Zielvorstellungen des Ifo-Instituts konnte der Konjunkturtest nur auf der Grundlage einer Befragung bewußt¹⁾ ausgewählter Unternehmen durchgeführt werden.

Aufgrund der Befragungsergebnisse des Konjunkturtests sind somit keine wahrscheinlichkeitstheoretischen Aussagen im Sinne der Theorie einer Zufallsstichprobe zulässig. Mittels einer bewußt vorgenommenen Auswahl können jedoch auch gute, unter Umständen sogar bessere Resultate erzielt werden, sofern die Ausgangsgesamtheit durch die Teilauswahl entsprechen repräsentiert wird²⁾.

1.3.1. Auswahl bestimmter Industrie- und Erzeugnisgruppen

Wirtschaftliche und im besonderen konjunkturelle Prozesse setzen sich in der heutigen Zeit in verschiedenen Industrie-bereichen nicht in gleicher Weise fort. Die Beobachtung der allgemeinen Wirtschaftsentwicklung kann folglich dem Informationsbestreben aller am wirtschaftlichen Geschehen Beteiligten nicht gerecht werden. Der einzelne Unternehmer ist vor allem daran interessiert, zu wissen, wie die Entwicklung innerhalb seiner Branche verläuft, bzw. verlaufen wird. Aus diesem Grunde kommt der branchenmäßigen Differenzierung der industriellen Produktion im Konjunkturtest heute besondere Bedeutung zu³⁾.

1) vgl. Strigel, W.: " Die Konjunkturmfragen ...", a.a.O., S.132

2) vgl. dazu Bowley, A.L.: "Measurement of the precision attained in sampling", in: Bulletin de l'Institut International de Statistique, Vol. XXII, 1ère Livraison, S. 1 ff. und Neyman, J.: "On the two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection", in: Journal of the Royal Statistical Society, Vol. XCVII (1934), S. 558 ff.

3) vgl. Wirt, L.: a.a.O., S. 201

Da es nicht möglich war, alle Industriebereiche im Konjunkturtest zu berücksichtigen, erfolgte ihre Auswahl in erster Linie im Hinblick auf deren Bedeutung für die Konjunkturbeobachtung. Zum anderen wurde darauf geachtet, daß gerade die für eine Hauptgruppe - nach der traditionellen Gliederung der Industrie¹⁾ unter Berücksichtigung des "produktionstechnischen Zusammenhangs der Waren"²⁾ - typischen Gruppen bzw. Untergruppen im Konjunkturtest vertreten sind³⁾. So sind z.B. innerhalb der *Gesamten Industrie* die Hauptgruppen *Bergbau* und *Öffentliche Energiewirtschaft*, und darüber hinaus innerhalb der *verarbeitenden Industrie* die Hauptgruppe *Nahrungs- und Genußmittelindustrien* nicht berücksichtigt. Neben dem *Bauwesen* sind somit noch die folgenden drei Hauptgruppen aus der *verarbeitenden Industrie* im Konjunkturtest repräsentiert: Die *Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien*⁴⁾, die *Investitionsgüterindustrien* und die *Verbrauchsgüterindustrien*.

Bei der Auswahl der einzelnen Erzeugnisgruppen innerhalb der Branchen wurde nach den gleichen Gesichtspunkten verfahren wie bei der Auswahl der Industriebereiche. Dies im einzelnen darzustellen, würde über den Rahmen der vorliegenden Arbeit hinausführen.

1) vgl. dazu Meier, G.: "Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", in: *Wirtschaft und Statistik*, Jg. 1974, Heft 12, Textteil S. 811 ff.

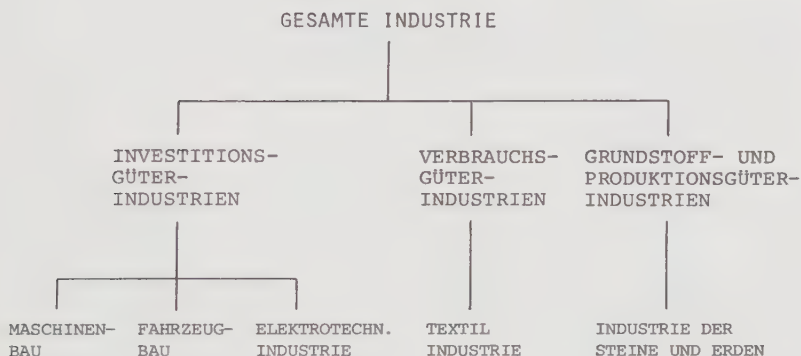
2) Bartels, H.: "Indices der industriellen Produktion im volkswirtschaftlichen Güterkreislauf", in: *Wirtschaft und Statistik*, 2. Jg. N.F. (1950), Heft 8, Textteil S. 285 f.

3) vgl. Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 28

4) In der für die Hauptgruppe der Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien verwendeten Daten-Reihe aus dem Konjunkturtest sind die Gruppen Eisenschaffende Industrie, Eisen-, Stahl- und Tempergießerei, NE-Metallindustrie, NE-Metallgießerei, Mineralölverarbeitung und Chemische Industrie nicht enthalten.

Abschließend werden lediglich die Industriegruppen genannt und in einer schematischen Übersicht dargestellt, die im Rahmen der empirischen Untersuchungen dieser Arbeit von Bedeutung sind:

Schema 1: Übersicht über die ausgewählten Industriebereiche



Neben der *Gesamten Industrie* - ohne Bergbau, Nahrungs- und Genußmittelindustrien, Öffentliche Energiewirtschaft und Bauindustrie - und den drei Industriehauptgruppen der verarbeitenden Industrie *Investitionsgüterindustrien*, *Verbrauchsgüterindustrien* und *Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien* wurden jeweils noch die Gruppen *Maschinenbau*, *Fahrzeugbau* und *Elektrotechnische Industrie* (aus den Investitionsgüterindustrien), die *Textilindustrie* (aus den Verbrauchsgüterindustrien) und die *Industrie der Steine und Erden* (aus den Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien) ausgewählt.

1.3.2. Repräsentation innerhalb der ausgewählten Industrie- bereiche

Vom Ifo-Institut werden monatlich etwa 5 500 Fragebogen (bezüglich *eines* Erzeugnisses) an Unternehmen der verarbeitenden Industrie versandt. Davon entfallen im einzelnen auf die folgenden Bereiche:

Tabelle 1¹⁾

Industriebereich	Anzahl der versandten Fragebogen (ungefähr)
Investitionsgüterindustrien	2 400
Maschinenbau	900
Fahrzeugbau	110
Elektrotechnische Industrie	500
Verbrauchsgüterindustrien	2 300
Textilindustrie	520
Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien	850
Industrie der Steine und Erden	150
Gesamte Industrie (Verarbeitende Industrie ohne Nahrungs- und Genußmittelin- dustrien)	5 550

Die monatliche Quote der an das Ifo-Institut zurücklaufenden Fragebogen liegt dabei zwischen 85 und 90 Prozent¹⁾.

Die Zuverlässigkeit der Ergebnisse des Konjunkturtests hängt entscheidend davon ab, ob dieser Kreis der befragten Unternehmer sowohl die Gesamtheit aller Firmen des jeweiligen Industriebereiches als auch die Gesamtheit aller Erzeug-

1) Quelle: mündliche Auskunft von Herrn Forkl am Ifo-Institut in München

nisse dieses Bereiches repräsentiert. Dementsprechend wird vom Ifo-Institut zwischen *Firmenrepräsentation* und *Fachlicher Repräsentation* unterschieden¹⁾. Da man davon ausgehen kann, daß eine Industriegruppe durch einen mehr oder weniger großen Teil ihrer Firmen repräsentiert werden kann, seltener jedoch eine fehlende Erzeugnisgruppe durch eine andere, wird die fachliche Repräsentation in aller Regel über der Firmenrepräsentation liegen²⁾.

Tabelle 2³⁾

Industriebereich	Fachliche Repräsentation Produktionswerteanteil der im KT erfaßten Er- zeugnisse am Gesamtpro- duktionswert des jewei- ligen Bereiches ungefähr (in v.H.)	Firmenrepräsentation Anteil der meldenden Firmen an der Gesamt- zahl der Firmen des jeweiligen Bereiches ungefähr (in v.H.)
Investitionsgüterindustrien	72	44
Maschinenbau	62	39
Fahrzeugbau	94	65
Elektrotechnische Industrie	72	42
Verbrauchsgüterindustrien	66	34
Textilindustrie	72	40
Grundstoff- und Produktions- güterindustrien	88	50
Industrie der Steine und Erden	55	25
Gesamte Industrie (Verarbeitende Industrie ohne Nahrungs- und Genuß- mittelindustrie)	77	44

- 1) vgl. o.V.: "Repräsentation im Konjunkturtest der Industrie", internes Merkblatt IX/3/65 des Ifo-Instituts, München
- 2) vgl. Bonhoeffer, F.O. und Steck, W.R.: a.a.O., S. 56
- 3) Quelle: vgl. unter 1); dazu die mündliche Auskunft von Frau Lenckner am Ifo-Institut

Im allgemeinen wurde nach der Regel verfahren, daß der Marktanteil der im Konjunkturtest erfaßten Firmen um so kleiner ist, je mehr Firmen das Marktgeschehen bestimmen. Der Repräsentationsgrad muß folglich um so höher gewählt werden, je ausgeprägter die oligopolistische Struktur des betreffenden Marktes ist¹⁾.

Soweit eine Überprüfung der Repräsentation in Zusammenarbeit mit den jeweiligen Wirtschaftsverbänden möglich ist, wird sie vom Ifo-Institut im Abstand von zwei Jahren vorgenommen²⁾.

1.4. Auswertung der Befragungsergebnisse

1.4.1. Aggregierung der einzelnen Firmenmeldungen

Die einzelnen Meldungen der Unternehmer bezüglich der tendenziellen Produktionsentwicklung eines Erzeugnisses werden nach dem Rücklauf der Fragebogen vom Ifo-Institut zunächst zu Erzeugnisgruppen, dann nach institutionellen Gesichtspunkten zu Industrieuntergruppen, -gruppen, -hauptgruppen und schließlich zur Gesamten Industrie zusammengezogen.

Man geht dabei von der Überlegung aus, daß den Einzelmeldungen bezüglich der jeweiligen Erzeugnisse und der Größe der jeweils meldenden Firma für die Aussage über die Produktionsentwicklung des jeweiligen Aggregates unterschiedliche Bedeutung zu kommt. Da es nicht möglich ist, von den Firmen selbst bzw. von den Fachverbänden in allen Fällen exakte Angaben über die Marktanteile zu bekommen, mußte man sich größtenteils mit einem

1) vgl. Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 33 f.

2) vgl. ebenda, S. 34

wesentlich größeren Wägungsschema begnügen¹⁾. Dies hatte jedoch den Vorteil, daß es in der Zeit eine größere Stabilität aufwies²⁾.

Aus diesem Anlaß kann das heute vom Ifo-Institut zugrundegelegte Gewichtungsverfahren keineswegs als einheitlich angesehen werden. Neben den Nettoproduktionswerten, die als "Grundgewichte für die Industriegruppen"³⁾ verwendet werden sollen, gehen auch Bruttoproduktionswerte, Umsätze und Beschäftigtenzahlen bei der Berechnung der Ergebnisse für übergeordnete Aggregate ein. Durch engen Kontakt mit den Firmen und Wirtschaftsverbänden konnte das Gewichtsungsverfahren im Laufe der Zeit verbessert und verfeinert werden⁴⁾.

1.4.2. Darstellung der aggregierten Ergebnisse

Die gewichteten und zu den Industriegruppen aggregierten Einzelmeldungen der Unternehmer werden monatlich vom Ifo-Institut in Form des sogenannten *Konjunkturspiegels*⁵⁾ veröffentlicht, der allen am Test teilnehmenden Firmen zugeht.

Bezüglich der *Beurteilungen* der Produktionsveränderungen gegenüber dem Vormonat sind in Spalte 2 des Konjunkturspiegels für einzelne Industriegruppen die Prozentanteile

1) vgl. Marquardt, W. und Strigel, W.: a.a.O., S. 35

2) vgl. ebenda

3) ebenda, S. 39

4) vgl. ebenda, S. 36

5) vgl. den Konjunkturspiegel der Industrie vom Mai 1974, veröffentlicht in: Wirtschaftskonjunktur, Monatsberichte des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, 26. Jg., Heft 6, im Anhang, S.132 f.

der aggregierten Meldungen für eine Produktionszunahme (rot), für keine Produktionsveränderung (weiß) und für eine Produktionsabnahme (blau) an der Gesamtheit der gewichteten Firmenmeldungen verschiedenfarbig dargestellt. Die aggregierten *Erwartungen* für eine Produktionsveränderung in den nächsten drei Monaten sind gleicher Weise in Spalte 8 des Konjunkturspiegels veranschaulicht.

Bei beiden Spalten fällt auf, daß der Prozentanteil der Meldungen für eine gleichbleibende Produktionsentwicklung in allen aufgeführten Industriebereichen ziemlich hoch ist und auch im Vergleich zu den übrigen im Konjunkturspiegel dargestellten Variablen am höchsten liegt.

Inwieweit die im Konjunkturspiegel veranschaulichten Ergebnisse für die allgemeine Konjunkturbeobachtung von Bedeutung sind und im Rahmen unternehmerischer Dispositionen als zusätzliche Informationsquelle über die Marktsituation herangezogen werden können, hängt entscheidend von der Aussagefähigkeit der aggregierten Meldungen ausgewählter Firmen bezüglich der Produktionsentwicklung ausgewählter Erzeugnisse für die Gesamtentwicklung innerhalb des betreffenden Industriebereiches ab. Die Möglichkeit zur Überprüfung des Realitätsgehaltes aggregierter Tendenzmeldungen ist auf der Makro-Ebene durch einen exogenen Vergleich mit entsprechenden Daten aus der amtlichen Statistik gegeben.

2. Amtliche Produktionsindices als Prüfgröße der aggregierten Tendenzmeldungen aus dem Konjunkturtest

Im Gegensatz zur Repräsentativerhebung des Ifo-Instituts, deren Durchführbarkeit von der Bereitwilligkeit der Unternehmer, am Konjunkturtest teilzunehmen, abhängt, bestehen für amtliche Erhebungen bei Industriebetrieben in der BRD (einschließlich Westberlin) gesetzliche Bestimmungen¹⁾, die dem Unternehmer eine Meldepflicht auferlegen.

Bezüglich der industriellen Produktion²⁾ werden aufgrund der vierteljährlichen Produktionserhebungen und des monatlichen Produktionsergebnisses³⁾ vom Statistischen Bundesamt zum Teil sowohl monatlich, viertel- und halbjährlich als auch jährlich aufbereitet folgende Indices berechnet: Der *Index der industriellen Nettoproduktion*, der *Index der industriellen Bruttoproduktion* sowie die Indices des Produktionsergebnisses je Beschäftigten, je Beschäftigtenstunde, je Arbeiter und je Arbeiterstunde. Letztere basieren wiederum auf dem kalendermonatlichen bzw. auf dem von Kalenderunregelmäßigkeiten bereinigten Index der industriellen Nettoproduktion⁴⁾.

-
- 1) vgl. Gesetz über die Allgemeine Statistik in der Industrie und im Bauhauptgewerbe vom 15. Juli 1957 (BGBl. I S. 720), Gesetz zur Ergänzung des Gesetzes über die Allgemeine Statistik in der Industrie und im Bauhauptgewerbe vom 26. April 1961 (BGBl. I S. 477), sowie Zweites Gesetz zur Ergänzung des Gesetzes über die Allgemeine Statistik in der Industrie und im Bauhauptgewerbe vom 24. April 1963 (BGBl. I S. 202)
 - 2) Rechtsgrundlage bildet hierfür das Gesetz über die Allgemeine Statistik in der Industrie und im Bauhauptgewerbe vom 15. Juli 1957 (BGBl. I S. 720)
 - 3) vgl. o.V.: "Das Arbeitsgebiet der Bundesstatistik", hrsg.: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, W. Kohlhammer Verlag, Stuttgart und Mainz, Ausgabe 1971, S. 165 f.
 - 4) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung der Indices des Produktionsergebnisses je Beschäftigten, je Beschäftigtenstunde, je Arbeiter und je Arbeiterstunde in der Industrie auf Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 5, Textteil S. 243 f.

Als mögliche Vergleichsgrößen zu den Konjunkturtestergebnissen können demnach prinzipiell der Index der industriellen Bruttoproduktion und der Index der industriellen Nettoproduktion herangezogen werden. Beides sind Indices, welche die mengenmäßige Entwicklung der industriellen Produktion gegenüber dem Basisjahr aufzeigen.

2.1. Der Index der industriellen Bruttoproduktion

Der Index der industriellen Bruttoproduktion hat die Aufgabe, monatlich die Entwicklung des Ausstoßes der von der Industrie hergestellten *marktreifen* Waren unter Ausschaltung der Preisveränderungen anzugeben¹⁾. Es wird somit die Produktionsentwicklung solcher Waren gemessen, die "keiner weiteren Be- und Verarbeitung im industriellen Produktionsbereich mehr unterliegen", sondern "technisch 'fertig' und somit investitions- bzw. verbrauchsreif sind"²⁾. Es handelt sich also um einen sogenannten *Warenindex*³⁾, der die Güter nach ihrem vermutlichen Verwendungszweck gruppiert und zu einem Index für *Investitionsgüter* und einem Index für *Verbrauchsgüter* zusammenfaßt⁴⁾.

1) vgl. Meier, G.: "Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf der Basis 1970", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1975, Heft 1, Textteil S. 18

2) ebenda, S. 19

3) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 4, Textteil S. 191

4) vgl. ders.: "Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1970" a.a.O., S. 18 f.

Dieser Beschränkung auf die Erfassung von Fertigfabrikaten entsprechend, werden zur Gewichtung der einzelnen Warengruppen die Bruttoproduktionswerte des Basisjahres verwendet¹⁾.

Die Fragen im Konjunkturtest zielen demgegenüber auf die Meldung von beurteilten und erwarteten Veränderungen der Produktionstätigkeit generell ab. Sie beziehen sich folglich auch auf solche Produktionsveränderungen, welche durch die Erstellung von nur halbfertigen Erzeugnissen verursacht sind. Außerdem erfolgt die Aggregierung der KT-Meldungen, wie dargestellt, nicht nach dem Verwendungszweck der Güter, sondern nach der produktionstechnisch ausgerichteten Gliederung nach Industriezweigen.

Diesem Konzept dürfte der amtliche Index der industriellen Nettoproduktion weitgehend entsprechen.

2.2. Der Index der industriellen Nettoproduktion

2.2.1. Aufgabe und Gliederung

Der Index der industriellen Nettoproduktion wird vom Statistischen Bundesamt monatlich²⁾ ermittelt und gehört "zu den wichtigsten Indikatoren für die kurzfristige Konjunkturbeobachtung"³⁾. Seine Aufgabe ist es, "laufend unter Ausschaltung der Preisveränderungen die Entwicklung der Nettoleistung der Industriezweige im einzelnen und in der

1) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1962", a.a.O., S. 192

2) Genauer in Abschnitt 2.2.3., S. 27

3) Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf der Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 3, Textteil S. 140

Zusammenfassung zur gesamten Industrie zu messen"¹⁾.

Unter dieser Nettoleistung werden somit *alle* Leistungen industrieller Betriebe verstanden, gleich ob sie auf der Erstellung von Gütern oder Diensten beruhen²⁾. Ihr Wert berechnet sich aus dem Wert der Bruttoleistung des Betriebes durch Abzug des Materialverbrauchswertes an fremdbezogenen Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffen, an Halbwaren, Teilen usw., sowie der vergebenen Lohnarbeiten. Neben der eigentlichen Wertschöpfung sind demnach noch die Abschreibungen, Kostensteuern und 'sonstigen Vorleistungen', wie Büromaterial, Mieten, Transport- und Reisekosten, Postgebühren, Bankspesen, usw., soweit es sich um Vorleistungen aus anderen Bereichen handelt, miteinbezogen³⁾. Von diesen sonstigen Vorleistungen abgesehen, entspricht die Nettoleistung der einzelnen Betriebe bzw. der verschiedenen Industriebereiche deren Beitrag zum Bruttoinlandsprodukt zu Marktpreisen⁴⁾.

Anders als beim Index der industriellen Bruttoproduktion, bei dem die Gruppierung (in Investitionsgüter und Verbrauchsgüter) nach dem Verwendungszweck der Waren erfolgt⁵⁾, wird die Gliederung beim Index der industriellen Nettoproduktion in traditioneller Weise nach der Zugehörigkeit der Unternehmung als Institution zu den Industriezweigen

1) Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, Heft 3, Textteil S. 149

2) vgl. Rüdiger, W.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion", in: Wirtschaft und Statistik, 8. Jg. N.F. (1956), Heft 3, Textteil S. 129

3) vgl. Meier G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958", a.a.O., S. 149

4) vgl. ebenda und Stobbe, A.: "Volkswirtschaftliches Rechnungswesen", Springer-Verlag, Berlin - Heidelberg - New York 1972, S. 135

5) vgl. Abschnitt 2.1., S. 20

bzw. Industriegruppen vorgenommen¹⁾. Diese Gruppierung nach Industriebereichen muß zu anderen Ergebnissen führen wie eine Zusammenfassung zu Warengruppen²⁾. Die Erhebungseinheit ist hier der "Betrieb" im Sinne einer "örtlichen Erhebungseinheit"³⁾. Wegen der Vielfältigkeit der betrieblichen Produktionsprogramme kann die Zuordnung zu den beiden Gruppen Investitions- und Verbrauchsgüterindustrien jedoch nur nach dem Schwerpunkt der Erzeugung durchgeführt werden⁴⁾.

Im Gegensatz zu den aggregierten Ergebnissen aus dem Konjunkturtest sind beim Index der industriellen Nettoproduktion im Aggregat Gesamte Industrie auch die Nettoleistungen aus dem Nahrungs- und Genußmittelsektor, für den das Ifo-Institut keine Befragungen durchführt, mit einbezogen. Die Beiträge aus der Öffentlichen Energiewirtschaft und der Bauindustrie bleiben auch bei der Berechnung des Index der industriellen Nettoproduktion für die Gesamte Industrie unberücksichtigt⁵⁾.

-
- 1) vgl. Fürst, G.: "Probleme der industriellen Produktionsstatistik", in: Wirtschaft und Statistik, 6. Jg. (1954), Heft 7, Textteil S. 314, sowie Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962", a.a.O., S. 137
 - 2) vgl. Fürst, G.: a.a.O., S. 313
 - 3) Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962", a.a.O., S. 137
 - 4) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", a.a.O., S. 811
 - 5) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962", a.a.O., S. 139, Fußnote 9

2.2.2. Zur Methode der Berechnung¹⁾

Der Index der industriellen Nettoproduktion entspricht in seinem Aufbau einem Mengenindex nach Laspeyres, in welchem die Nettoproduktionswerte des Basisjahres $[N^{(0)}]$ - für die vorliegende Untersuchung ist dies das Jahr 1962²⁾ - als monetäre Gewichte für die mengenmäßige Entwicklung der Produktion herangezogen werden.

Für einen übergeordneten Produktionsbereich h läßt sich der Index im Berichtszeitraum 1 $[I_h^{(0/1)}]$ aus den einzelnen untergeordneten Bereichen (j) nach der Formel

$$I_h^{(0/1)} = \frac{\sum_j q_j^{(0/1)} N_j^{(0)}}{\sum_j N_j^{(0)}}$$

berechnen, wobei

$$\begin{aligned} q_j^{(0/1)} &= \text{Mengenmeßzahl des } j\text{-ten Produktionsbereiches in der Berichtsperiode 1 gegenüber der Basisperiode 0} \\ N_j^{(0)} &= \text{Nettoproduktionswert des } j\text{-ten Produktionsbereiches im Basisjahr 0} \\ \sum_j N_j^{(0)} &= \text{Nettoproduktionswert des übergeordneten Produktionsbereiches } h \text{ im Basisjahr 0} \end{aligned}$$

Zur exakten Ermittlung von $I_h^{(0/1)}$ wäre somit eine bis zur Produktion j reichende Gliederung für Produktionsausstoß-

1) vgl. zu diesem Abschnitt eine ausführliche Darstellung bei Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1968", a.a.O., S. 154 ff.

2) Seit kurzem werden alle amtlichen Produktionsindices auf der neuen Basis des Jahres 1970 berechnet. Vgl. dazu: Meier, G.: "Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", a.a.O., S. 811

mengen im Berichts- und Basiszeitraum sowie für die zugehörigen Nettoproduktionswerte des Basisjahres erforderlich. Da diese beim derzeitigen industriestatistischen Erhebungssystem praktisch nicht ermittelt werden können und zudem Angaben über die Nettoproduktion nur in mehrjährigen Abständen anfallen, muß man sich einmal auf die Auswahl von einigen Teilbereichen beschränken und zum anderen mit Schätzwerten für die Mengenmeßzahlen dieser ausgewählten Teilbereiche (j) begnügen.

Zum Kreis der von den Statistischen Landesämtern Befragten gehören etwa 56% aller Industriebetriebe mit im allgemeinen 10 und mehr Beschäftigten, die einen Anteil von 98% der Beschäftigten und des Umsatzes auf sich vereinen¹⁾.

Zur laufenden Schätzung der q_j werden vom Statistischen Bundesamt sowohl Mengenangaben über den Bruttoproduktionsausstoß ausgewählter Erzeugnisse als auch Bruttoproduktionswerte, Daten des Rohstoffverbrauches sowie Umsatzreihen und Reihen der geleisteten Arbeitsstunden herangezogen. Soweit es sich dabei um Wertangaben für den jeweiligen Berichtszeitraum handelt, müssen eventuelle Preisveränderungen mit Hilfe des Erzeugerpreisindex ausgeschaltet werden. Bei den meisten Industriezweigen wird die Fortschreibung an Hand von mehreren ausgewählten Meßreihen vorgenommen, die entsprechend ihrer Bedeutung innerhalb des betreffenden Zweiges mit verschiedenen Gewichten zu versehen sind.

Die Berechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf dem Basisjahr 1962, der, wie erwähnt, bei den empirischen Untersuchungen dieser Arbeit zugrundegelegt wird, beruht auf den Nettoproduktionswerten von 1962, die im Rahmen

1) vgl. o.V.: "Das Arbeitsgebiet der Bundesstatistik", a.a.O., S. 162

des im gleichen Jahr durchgeführten, umfassenden Industriezensus ermittelt wurden¹⁾. Im weiteren wurde der Index mittels 469 verschiedenen Meßreihen für die gesamte Industrie fortgeschrieben. Diese setzten sich im einzelnen zusammen²⁾

- zu 68,4% aus (373) Mengenreihen des Güterausstoßes
- zu 13,3% aus (47) preisbereinigten Wertreihen des Güterausstoßes
- zu 8,9% aus (19) preisbereinigten Umsatzreihen
- zu 5,9% aus (10) Arbeiterstundenreihen
- zu 3,5% aus (10) Reihen des Rohstoffverbrauches.

Bei dem Verfahren dieser behelfsmäßigen Fortschreibung muß unterstellt werden, daß über den betreffenden Zeitraum hinweg eine parallele Entwicklung zwischen der Nettoproduktion und den zur Fortschreibung verwendeten Reihen besteht. Je länger demzufolge dieser Zeitraum ist, in welchem die Fortschreibungsmethode Anwendung findet, desto eher wird man davon ausgehen müssen, daß diese Parallelität der Entwicklung aufgrund veränderter Produktionsstrukturen nicht mehr gegeben ist³⁾.

Das Statistische Bundesamt hoffte, diese Mängel dadurch verringern zu können, daß der Industriezensus in kürzeren Zeitabständen durchgeführt und damit eine zeitigere Umstellung auf ein neues Basisjahr erfolgen kann⁴⁾. Daß sich diese Pläne nur sehr schwer realisieren lassen, beweist die jüngste Umstellung des Index der industriellen Nettoproduktion auf das Basisjahr 1970, bei der die Nettoproduktionswerte nur schätzungsweise aus den letzten Zensusergebnissen des Jahres 1967 ermittelt werden konnten⁵⁾.

1) vgl. Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1962", a.a.O., S. 137

2) vgl. ebenda, S. 141

3) vgl. ebenda, S. 140

4) vgl. ebenda

5) vgl. Meier, G.: "Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", a.a.O., S. 811

2.2.3. Modus und Aktualität der Veröffentlichung

Aufgrund der alle drei Monate durchgeführten Produktionserhebungen wird der Index der industriellen Nettoproduktion vierteljährlich berechnet und veröffentlicht. Zur "globalen Unterrichtung"¹⁾ über die Entwicklung der industriellen Produktion auch innerhalb kürzerer Fristen, ermittelt das Statistische Bundesamt darüberhinaus im Rahmen des sogenannten Produktionseilberichtes²⁾ die mengenmäßige Entwicklung der Produktion für etwa 600 ausgewählte Erzeugnisse bzw. Erzeugnisgruppen, welche die Grundlage für eine monatliche Publizierung des Index bildet.

Da nicht alle Daten für die Fortschreibung bereits zum Indextermin vorliegen können, wird der monatliche Index der industriellen Nettoproduktion zunächst in einer vorläufigen Fassung berechnet, in der die fehlenden Angaben jeweils als Schätzungen berücksichtigt werden. Dieser vorläufige Index muß am letzten Tag des Monats vorliegen, der auf den jeweiligen Monatsmonat folgt und wird im allgemeinen 2 bis 3 Tage danach veröffentlicht³⁾. Ein berichtigter Index, der teilweise nicht unerheblich vom vorläufigen Berechnungsergebnis abweicht, wird vier Wochen später publiziert. Das endgültige Ergebnis für alle Monate wird schließlich nach Abschluß des jeweiligen Berichtsjahres unter Berücksichtigung nachträglich eingegangener Korrekturen berechnet⁴⁾.

Dieser kalendermonatlich berechnete Produktionsindex kann nur mit gewissen Einschränkungen für eine Diagnose oder kurzfristige Prognose der Produktionsentwicklung herangezogen werden. Daher veröffentlicht das Statistische Bundesamt darüber hinaus sowohl einen von Kalenderunregelmäßigkeiten bereinigten als auch einen saisonbereinigten Index⁵⁾.

1) vgl. o. V.: "Das Arbeitsgebiet der Bundesstatistik", a.a.O., S. 166

2) vgl. Meier, G.: "Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", a.a.O. S. 812

3) vgl. ebenda

4) vgl. ebenda

5) vgl. ebenda, S. 819

Trotzdem man bemüht ist, der Forderung nach einer möglichst aktuellen Information über die Produktionsentwicklung gerecht zu werden, kann aufgrund des komplexen Systems zur Ermittlung der erforderlichen Daten das amtliche Ergebnis erst 4 bis 8 Wochen nach Ablauf des Monats zur Verfügung gestellt werden.

Das Konjunkturtestverfahren zeichnet sich demgegenüber nicht nur durch eine hohe Beantwortungsgeschwindigkeit der KT-Fragen seitens der Unternehmer, sondern auch durch ein bedeutend rascheres Aufbereitungs- und Auswertungsverfahren der tendenziellen Meldungen seitens des Ifo-Instituts aus. Die Ergebnisse des Ifo-Instituts liegen spätestens zwei Wochen nach Ablauf des Monats vor. Sie haben somit einen zeitlichen Vorsprung vor dem vorläufigen amtlichen Index von mindestens zwei Wochen bzw. vor dem berichtigten Index von mindestens sechs Wochen.

2.3. Ansätze für eine empirische Überprüfung

2.3.1. Grundsätzliche Überlegungen

Wenn folglich zwischen den aggregierten tendenziellen Meldungen des Konjunkturtests und den metrischen Angaben des amtlichen Index ein Zusammenhang besteht, der sich aufgrund seiner Stabilität zumindest für einen genügend langen Zeitraum nachweisen und mit Hilfe regressionsanalytischer Methoden als Approximation berechnen läßt, so müßte sich dieser zeitliche Vorsprung für eine frühzeitige Schätzung des Produktionsindex verwenden lassen.

Sofern darüber hinaus die Unternehmer mit ihren Plänen und Erwartungen imstande sind, die künftige Produktionsentwicklung zu antizipieren und eine entsprechende Meldung im Konjunkturtest weiterleiten, ließen sich auch Schätz-

werte für den Nettoproduktionsindex künftiger Monate gewinnen.

Im Hinblick auf die Übereinstimmung der ex-ante- und ex-post-Meldungen im Konjunkturtest wurden zahlreiche Untersuchungen auf der Mikro-Ebene durchgeführt¹⁾. Es zeigte sich dabei, daß die Treffsicherheit der Unternehmer-Erwartungen insgesamt - d.h. der prozentuale Anteil aller Übereinstimmungen zwischen den jeweils gemeldeten Erwartungen und den Beurteilungen der einzelnen Unternehmer an der Gesamtzahl aller Meldungen - nicht besonders hoch ist und bei den Meldungen über die Produktionsentwicklung in den Jahren 1950 bis 1957 je nach dem betrachteten Industriezweig zwischen 63 und 86 Prozent lag²⁾.

Von dieser niedrigen Trefferquote der Unternehmer-Erwartungen auf der Mikro-Ebene muß jedoch nicht auf eine niedrige Trefferquote auf der Makro-Ebene geschlossen werden. Trotz der mit einer Aggregierung der Einzelmeldungen verbundenen Probleme³⁾ ist es möglich, daß sich die individuellen Fehleinschätzungen der Unternehmer auf der Makro-Ebene kompensieren und damit die aggregierten Voraussagen ein besseres Ergebnis zeigen als die Einzelmeldungen⁴⁾.

1) vgl. dazu u.a.: Anderson, O., Bauer, R.K. und Fels, E.: a.a.O. - Anderson, O.: "Das Konjunkturtestverfahren und sein Beitrag zur empirischen ex-ante - ex-post - Problematik", Dissertation, München 1957 - Fürst, H.: Zur Treffsicherheit unternehmerischer ex-ante-Angaben", in: Ifo-Studien, 3. Jg. (1957), Heft 1/2, S. 91 ff. - Strigel, W.: "Die Verwendung von ex-ante-Angaben der Unternehmer für die Wirtschaftsbeobachtung", in Ifo-Studien, 5. Jg. (1959), Heft 1/2, S. 127 ff. - Theil, H.: "Measuring the Accuracy of Entrepreneurial Anticipations", Paper presented at the 17th European Meeting of the Econometric Society, Kiel, September 1955

2) vgl. dazu Fürst, H.: a.a.O., S. 95

3) vgl. dazu Fels, E.: a.a.O., S. 73 ff

4) vgl. Krelle, W.: a.a.O., S. 38

Dies wird umso eher der Fall sein, je mehr Einzelmeldungen auf der Makro-Ebene zusammengefaßt werden, weil damit der individuellen Fehlmeldung ein geringeres Gewicht im Aggregat beigemessen wird¹⁾.

Ansätze für eine quantitative Interpretation der Tendenzmeldungen basieren auf der Annahme, "daß ein starker Meldeanteil, etwa von 'Zunahme', mit einer tatsächlichen starken Veränderung der entsprechenden realen Größen Hand in Hand"²⁾ geht. Bei Zulässigkeit dieser Annahme müßte es möglich sein, Daten der amtlichen Statistik als Funktion der aggregierten Konjunkturstestmeldungen darzustellen. Dies setzt nicht notwendigerweise voraus, daß zwischen beiden eine Kausalitätsbeziehung besteht, die durch ein formales Modell erfaßt werden kann³⁾.

Im Folgenden geht es demnach in erster Linie darum, "praktisch brauchbare Anhaltspunkte über das Vorhandensein einer Parallelität"⁴⁾ im Entwicklungsverlauf der Produktionsreihen des Konjunkturstests einerseits und der Reihe des Index der industriellen Nettoproduktion andererseits zu finden. Dies bedeutet, daß mit so wenig Hypothesen wie möglich gearbeitet werden soll, deren Zulässigkeit statistisch überprüft werden müßte und die in praktischen Fällen oft gar nicht überprüfbar sind.⁵⁾

-
- 1) vgl. Marquardt, W.: "Unternehmervoraussagen und Unternehmerverhalten im Spiegel des Konjunkturstests. Ausgangspunkt, Methode und bisherige Ergebnisse der Verhaltensforschung mit Konjunkturstest-Daten", in: Ifo-Studien, 4. Jg. (1958), Heft 1/2, S. 10
 - 2) Fels, E. und Wolfsteiner, M.: "Über ein nichtmetrisches Verfahren mit Konjunkturstestdaten einfache Wirtschaftsmodelle aufzustellen", in: Ifo-Studien, 1. Jg. (1955), Heft 1, S. 123
 - 3) vgl. Schönfeld, P.: "Methoden der Ökonometrie", Bd. I, Franz Vahlen GmbH, Berlin-Frankfurt a.M. 1969, S. 19
 - 4) Pfanzagl, J.: "Über die Parallelität von Zeitreihen", in: Metrika, Bd. 6 (1963), S. 101
 - 5) vgl. Menges, G.: "A-priori-evaluation of forecasts", Paper presented at 11th CIRET-Conference, London, 12-14 September 1973, S. 19

Aus diesem Grunde können "diffizile mathematische Methoden"¹⁾ nicht als geeignete Instrumente für die Durchführung der empirischen Untersuchung betrachtet werden, denn gerade sie gehen von zahlreichen Annahmen aus, deren Gültigkeit für ökonomische Zusammenhänge meist nur schwer nachgewiesen werden können. Zur Approximation einer zwischen dem Index der industriellen Nettoproduktion und dem Konjunkturtest bestehenden Beziehung wird daher die Methode der Regressions-schätzung in ihrer deskriptiven Form herangezogen.

2.3.2. Spezifizierung der Variablen im Reihenvergleich

2.3.2.1. Bestimmung der Vergleichsgrößen

Wie in Abschnitt 2.2.2. erläutert wurde, gibt der Index der industriellen Nettoproduktion - unter Ausschaltung der Preisentwicklung - die Nettoproduktion des Berichtsmonates in Prozentwerten der Nettoproduktion des *Basismonates* an. Die Fragen im Konjunkturtest dagegen zielen auf die Meldung von Veränderungen in der Produktionsentwicklung des Berichtsmonates im Vergleich zum *Vormonat* ab, d.h. sie lassen sich nur mit entsprechenden Veränderungsgrößen des Index in Vergleich setzen.

Grundsätzlich sind zwei unterschiedliche Interpretationen der Meldungen über Produktionsveränderungen im Konjunkturtest möglich:

- (1) Die Angaben aus dem Konjunkturtest können sich auf die Differenz in der Produktion zwischen dem Berichtsmonat und dem jeweils vorausgehenden Monat beziehen. In diesem Fall wären als Vergleichsgrößen der amtlichen Statistik ebenfalls die ersten Differenzen der Indexreihe zugrunde zu legen.

1) Pfanzagl, J.: "Über die Parallelität von Zeitreihen", a.a.O., S. 101

- (2) Die Angaben aus dem Konjunkturtest für den Berichtsmonat sind als prozentuale Veränderungen gegenüber dem Vormonat zu verstehen. In diesem Fall müßten die ersten Differenzen der Indexreihe auf den Wert des Index im Vormonat relativiert werden.

Die Interpretation unter (1) ist einfach und vielleicht aus Gründen einer größeren Plausibilität der Formulierung unter (2) vorzuziehen. Es wurde jedoch ebenfalls ein theoretisches Modell für die Quantifizierung entwickelt, das von der zweitgenannten Interpretation ausgeht¹⁾.

Grundsätzlich kann unter beiden Annahmen auch in der umgekehrten Weise verfahren werden. Geht man zum Beispiel von Annahme (1) aus und addiert die im Konjunkturtest gemeldeten und aggregierten Produktionsveränderungen für alle Monate fortlaufend, so läßt sich diese kumulierte Reihe der gemeldeten Produktionsveränderungen direkt mit der Reihe des Index der industriellen Nettoproduktion in Beziehung setzen.

Bei diesem Vorgehen muß damit gerechnet werden, daß sich die Autokorrelation der Reihen erhöht²⁾ und daß eventuelle - wenn auch nur kurzfristig aufgetretene systematische Fehler in den Meldungen der Unternehmer durch die Kumulierung weitergetragen werden³⁾. Andererseits aber ist allen zufälligen Schwankungen der monatlichen Meldungen ein geringeres Gewicht in der kumulierten Reihe beizumessen, nicht zuletzt deswegen, weil grundsätzlich auch die Möglichkeit gegeben ist, daß sich Zufallsschwankungen über einen gewissen Zeitraum ausgleichen werden.

1) vgl. Anderson, O., Bauer, R.K. und Giehl, R.: a.a.O., S. 166 ff.

2) vgl. dazu Schneeweiß, H.: "Ökonometrie", Physica-Verlag, Würzburg-Wien 1974, S. 143

3) Dieser letzteren Einwendung ist bei der für die empirischen Untersuchungen angewandten Methode der gleitenden Regressionen (vgl. Abschnitt 3.2.) geringere, der ersteren jedoch größere Bedeutung beizumessen.

2.3.2.2. Kumulierte Saldenreihen der Produktionsmeldungen aus dem Konjunkturtest

Der ständig hohe Anteil der Meldungen für eine gleichbleibende Produktionsentwicklung¹⁾ begründet die Feststellung, daß viele Unternehmer trotz eingetretener Produktionsveränderungen eine gleichbleibende Entwicklung melden. Es muß folglich angenommen werden, daß von den Unternehmern erst Veränderungen eines bestimmten Ausmaßes als Produktionszunahmen betrachtet werden.

Sofern dieser Bereich, in dem die Unternehmer einer Produktionsveränderung gegenüber indiffernt sind - er wird allgemein als *Indifferenzintervall* bezeichnet - symmetrisch in bezug auf eine tatsächlich unveränderte Produktionsentwicklung ist, haben die Meldungen für eine Produktionszunahme und für eine Produktionsabnahme denselben Erklärungswert für den Index der industriellen Nettoproduktion. In diesem Fall wird die Güte der Schätzung nicht dadurch beeinträchtigt werden, daß die gemeldeten aggregierten und kumulierten "Nettoveränderungen"²⁾, d.h. die kumulierten Differenzen zwischen den aggregierten, monatlichen Meldungen für eine positive und für eine negative Produktionsveränderung als einzige erklärende Variablenwerte in den Regressionsansatz eingehen.

Bezeichnet man mit B_{1t} die aggregierten und bis zum Zeitpunkt t kumulierten, *positiven* Meldungen bezüglich der *Beurteilung* der Produktionsentwicklung gegenüber dem Vormonat und entsprechend mit B_{2t} die aggregierten und kumulierten *negativen* Beurteilungsmeldungen, dann ist

1) vgl. Abschnitt 1.4.2., S. 18

2) Bramness, G., Jochems, D.B. and Theil, H.: "On the Presentation of Aggregative Business Test Results and the Improvement of Business Test Forecasts", in: Review of the International Statistical Institute, Vol. 31 (1963), S. 59

$$B_{1t} - B_{2t} = B_{3t} \quad (2.3.2.2.-1)$$

der kumulierte Saldo aus den aggregierten positiven und negativen Veränderungstendenzen der beurteilten Produktionsentwicklung gegenüber dem Vormonat.

Bezeichnet man analog mit E_{1t} die aggregierten und bis zum Zeitpunkt t kumulierten *Erwartungen* für eine *steigende* Entwicklungstendenz in den nachfolgenden drei Monaten und entsprechend mit E_{2t} die aggregierten, kumulierten Erwartungen für eine *fallende* Entwicklungstendenz der Produktion, dann ist

$$E_{1t} - E_{2t} = E_{3t} \quad (2.3.2.2.-2)$$

der Saldo aus den aggregierten, kumulierten positiven und negativen Produktionserwartungen für die nächsten drei Monate im Zeitpunkt t ¹⁾.

Für die ausgewählten Industriebereiche ist der Verlauf jeweils im Zeitraum Januar 1963 bis September 1973²⁾

($t = 1, 2, \dots, T$ mit $T = 129$) sowohl der kumulierten Beurteilungssalden als auch der kumulierten Erwartungssalden in den Abbildungen 1 - 9 im Anhang³⁾ veranschaulicht.

Auffallend ist, daß für *alle* ausgewählten Industriebereiche die Reihe der kumulierten Erwartungssalden oberhalb

1) Wenn im weiteren von (KT-)Beurteilungen bzw. von (KT-)Erwartungen gesprochen wird, so sind darunter immer *aggregierte* und *kumulierte* Meldungen aus dem Konjunkturtest zu verstehen.

2) Obwohl der Konjunkturtest bereits seit 1950 durchgeführt wird, beginnt die vorliegende Untersuchung erst mit dem Jahr 1963, weil in den ersten Jahren seiner Praktizierung verschiedene, wenn auch teilweise nur geringfügige Modifizierungen in der Formulierung der Testfragen vorgenommen wurden und insbesondere die Frage nach den Produktionserwartungen der Unternehmer in der heutigen Form erst seit Januar 1963 im Konjunkturtest erhoben wird.

3) vgl. Anhang, S. 134 - 142

der Reihe der kumulierten Beurteilungssalden verläuft.

Die langfristige Entwicklungstendenz in beiden KT-Reihen ist dabei für die *meisten* Industriebereiche ansteigend. Ausnahmen bilden die beiden Hauptgruppen *Verbrauchsgüterindustrien* und *Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien* sowie die Gruppen *Textilindustrie* und *Industrie der Steine und Erden*. Bei den Verbrauchsgüterindustrien und der Textilindustrie scheint die langfristige Entwicklung in der Saldenreihe der KT-Erwartungen ab dem Jahre 1970 zu stagnieren, während die Saldenreihe der KT-Beurteilungen eindeutig rückläufig ist. Eine extreme Divergenz zwischen der Trendentwicklung beider KT-Saldenreihen zeigt sich für die Hauptgruppe *Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien* sowie für die Gruppe *Industrie der Steine und Erden*. Für beide Industriebereiche wird auf der Makro-Ebene ex ante eine langfristig ansteigende Produktionsentwicklung erwartet, ex post jedoch eine verminderte Produktionstätigkeit gemeldet.

Aufgrund dieser Verschiedenheiten im Verlauf der beiden *KT-Saldenreihen* muß offensichtlich bei den ex-ante- und den ex-post-Meldungen der Unternehmer über die Produktionstätigkeit von einem unterschiedlichen Indifferenzintervall ausgegangen werden.

Eine Betrachtung der *unsaldierten* Reihen für die Hauptgruppe *Investitionsgüterindustrien* zeigt, daß bei den ex-ante- und den ex-post-Meldungen im wesentlichen derselbe *obere* Schwellenwert für das Indifferenzintervall bei den 'Gleich'-Meldungen der Unternehmer zugrunde liegt. Geringfügige Abweichungen sind bestenfalls in der Phase der wirtschaftlichen Depression bzw. auch im anhaltenden Aufschwung sichtbar. Bis September 1966 verlaufen beide kumulierten Reihen B_1 und E_1 beinahe völlig gleich. Ab diesem Zeitpunkt bis Mitte des Jahres 1968 bleiben die positiven Erwartungsmeldungen etwas hinter den positiven Beurteilungsmeldungen zurück, holen diesen Rückstand jedoch in der wirtschaftlichen

Hochkonjunktur wieder auf. Ab Januar 1970 verlaufen die kumulierten Produktionserwartungen E_1 knapp über den kumulierten Beurteilungsmeldungen B_1 .

Bei den KT-Meldungen in bezug auf eine *fallende* Produktionstätigkeit bleibt dagegen die kumulierte Reihe der Erwartungen im gesamten Beobachtungszeitraum ziemlich weit hinter der kumulierten Reihe der Beurteilungen zurück. Sie holt lediglich in den beiden Phasen des wirtschaftlichen Abschwungs vom September 1966 bis Februar 1967 und von April 1971 bis August 1971 gegenüber der Reihe der kumulierten Beurteilungen geringfügig auf.

Das Zurückbleiben der *Saldenreihe* der Beurteilungen gegenüber der Saldenreihe der Erwartungen ist demnach in erster Linie auf eine unterschiedliche *Untergrenze* des Indifferenzintervalls bei den *ex-ante*- und den *ex-post*-Meldungen für eine gleichbleibende Produktionsentwicklung zurückzuführen.

Dies gibt einen Hinweis darauf, daß *zumindest* bei einer der beiden Produktionsvariablen des Konjunkturtests¹⁾ mit einem asymmetrischen Indifferenzintervall der 'Gleich'-Meldungen gerechnet werden muß. Damit ist jedoch grundsätzlich keine Aussage über die bessere oder schlechtere Eignung von KT-Beurteilungsreihen bzw. KT-Erwartungsreihen zur Schätzung und Prognose von Produktionsdaten der amtlichen Statistik getroffen.

Mit Ausnahme der Reihen für die Bereiche *Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien* (Abb. 8), *Industrie der Steine und Erden* (Abb. 9) und eventuell noch *Fahrzeugbau* (Abb. 4), weisen die Reihen aller übrigen Industriehauptgruppen bzw. -gruppen sowie die der Gesamten Industrie im Zeitablauf einen im wesentlichen glatten Bewegungsverlauf mit einer langfristig ansteigenden Entwicklungstendenz und den ent-

1) Gemeint sind die *ex-post*-Variable *Beurteilungen* und die *ex-ante*-Variable *Erwartungen*.

sprechenden mittelfristigen Störungen in den Jahren 1966/67 und 1970 bis 1972 auf.

Während beim *Maschinenbau* und bei der *Elektrotechnischen Industrie* beide Reihen gleichermaßen glatt verlaufen, fällt bei den übrigen Industriebereichen auf, daß die Reihe der Beurteilungssalden im Vergleich zur Reihe der Erwartungssalden einen etwas unruhigeren Verlauf zeigt. Der Grund hierfür ist in der unterschiedlichen Formulierung von Frage 2 und Frage 8 des KT-Fragebogens ¹⁾ zu finden:

Während nach der Frage 2 jegliche Veränderung in der Produktionstätigkeit gegenüber dem Vormonat gemeldet werden soll, zielt Frage 8 nur auf erwartete Produktionsveränderungen ab, die nicht mit saisonalen Einflüssen in Verbindung stehen.

Diese saisonalen Schwankungen sind jedoch, soweit sie in der Saldenreihe der Produktionsbeurteilungen der Industriebereiche überhaupt existent sind, nur schwach ausgeprägt. Ausnahmen bilden lediglich die bereits erwähnten Reihen der Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien, der Industrie der Steine und Erden und des Fahrzeugbaus. Bei den beiden erstgenannten weist auch die Reihe der Erwartungssalden erhebliche Saisonschwankungen aus, beim Fahrzeugbau sind sie vergleichsweise erheblich geringer.

Sonstige kurzfristige Schwankungen sind demnach in den Reihen der KT-Salden im wesentlichen nicht enthalten. Sowohl Frage 2 als auch Frage 8 des Testbogens ist mit einem Stern gekennzeichnet, der den Beantworter darauf hinweist, daß Veränderungen, die lediglich auf übliche Betriebsferien bzw. Urlaube und regelmäßig wiederkehrende Reparaturen sowie eine unterschiedliche Monatslänge zurückgehen, nicht zu berücksichtigen sind.

1) vgl. Anhang, S. 131

Aufgrund dieses ziemlich glatten Verlaufes der meisten KT-Reihen lassen sich zumindest bei diesen 'glatten' Reihen Aussagen über deren Erklärungsfunktion für die quantitative Indexreihe zunächst nicht in bezug auf die Ursprungswerte des Index der industriellen Nettoproduktion treffen, sondern in Hinblick auf dessen mittel- und langfristige Entwicklungskomponente, der im Rahmen der Konjunkturforschung die zentrale Bedeutung zukommt.

2.3.2.3. Die glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion

Da sich ökonomische Prozesse nicht experimentell überprüfen lassen, ist es bei wirtschaftlichen Zeitreihen nicht möglich, "eine vollständige Beschreibung der Ursachengruppen und eine Quantifizierung ihrer Wirksamkeit" ¹⁾ zu erreichen. Man ist vielmehr gezwungen, sich auf ein Modell zu beschränken, "das die Eigenschaften der Komponenten einer Zeitreihe beschreibt und ihre annähernde Quantifizierung erlaubt.

Da sich nach der sogenannten *inneren Definition* der Komponenten einer Zeitreihe mittel- und langfristige Komponenten nicht voneinander trennen lassen, gliedern alle konventionellen Zeitreihenzerlegungsverfahren eine ge-

1) Schäffer, K.-A.: "Beurteilung einiger herkömmlicher Methoden zur Analyse von ökonomischen Zeitreihen", in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen 1970, S. 133

2) ebenda

3) vgl. Wald, A.: "Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen", Beiträge zur Konjunkturforschung, Bd. 9, Julius Springer Verlag, Wien 1936, S. 6

bene Zeitreihe in die folgenden drei Komponenten¹⁾:

- a) die glatte Komponente, die den Trend und die zyklische Komponente umfaßt,
- b) die Saisonkomponente, die allen regelmäßigen kurzfristigen Schwankungen entspricht, und
- c) die Restkomponente, die alle einmaligen, irregulären Schwankungen einschließt.

In der BRD kommen derzeit im wesentlichen drei Verfahren zur Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen zur Anwendung, die alle auf der für die Zeitreihenanalyse grundlegenden Methode der gleitenden Durchschnitte²⁾ aufbauen.

Das Statistische Bundesamt arbeitet mit dem sogenannten "Berliner Verfahren"³⁾, einer vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin entwickelten Methode, die Deutsche Bundesbank hat das Verfahren des Bureau of the Census⁴⁾ übernommen und die drei Forschungsinstitute, das HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung in Hamburg, das Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung in München und das Rheinisch-Westfälische Institut für Wirtschaftsforschung

-
- 1) vgl. Schäffer, K.-A.: a.a.O., S. 133
Bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Anzahl von Arbeitstagen in den einzelnen Monaten müßte noch die *arbeitstägliche Komponente* hinzugefügt werden.
 - 2) vgl. Weichselberger, K.: "Über eine Theorie der gleitenden Durchschnitte und verschiedene Anwendungen dieser Theorie", in: *Metrika*, Bd. 8 (1964), S. 185 ff.
 - 3) vgl. Nullau, B., Heiler, S., Wäsch, P., Meisner, B. und Filip, D.: "Das Berliner Verfahren. Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse", DIW-Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin 1969
 - 4) vgl. o.V.: "Saisonbereinigung nach dem Census-Verfahren", in: *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, 22. Jg. (1970), Heft 3, S. 38 ff.

in Essen haben gemeinsam das sogenannte *ASA-II-Verfahren*¹⁾ entwickelt.

Während sowohl das Census-Verfahren als auch das ASA-II-Verfahren zur Ausschaltung der Saisonschwankungen die approximierete glatte Komponente der Zeitreihe benötigen, ist im Berliner Verfahren die Approximation der glatten Komponente nur ein Schritt zur Verbesserung der Schätzung der Saisonkomponente²⁾.

Gleichgültig ob mit gewogenen oder ungewogenen Durchschnitten gearbeitet wird, ist die Berechnung gleitender Durchschnittswerte für die ersten und für die insbesondere im Rahmen einer aktuellen Konjunkturanalyse bedeutsamen letzten Werte einer Zeitreihe problematisch. Geht man beispielsweise von der Verwendung symmetrischer Stützbereiche der ungeraden Länge ℓ aus, so liegen die zur Berechnung der gleitenden Durchschnitte für die letzten $(\frac{\ell-1}{2})$ Zeitpunkte $T-(\frac{\ell-1}{2})+1$, $T-(\frac{\ell-1}{2})+2, \dots, T$ erforderlichen Zeitreihenwerte nicht vor.

Schätzversuche, die am Anfang und am Ende der Zeitreihe auf asymmetrische Stützbereiche übergehen, haben gezeigt, daß nicht von vorneherein schlechtere, sondern unter Umständen sogar bessere Ergebnisse zu erwarten sind, als wenn mit einer Verkürzung der symmetrischen Stützbereiche gearbeitet wird³⁾.

-
- 1) vgl. Danckwerts, R.F., Goldrian, G., Schäfer, H. und Schüler, K.: "Die Saisonbereinigung nach dem ASA-II-Verfahren", in: Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, Essen, 21. Jg. (1970), Heft 2, S. 131 ff.
 - 2) vgl. Goldrian, G.: "Zum Problem der Vorläufigkeit saisonbereinigter Daten", in: Wirtschaftskonjunktur, Monatsberichte des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, 24. Jg. (1974) Heft 6, S. 30
 - 3) vgl. dazu Weichselberger, K.: a.a.O., S. 208 ff. - und: Kockelkorn, U. und Rüger, B.: "Schätzung der Komponenten einer Zeitreihe mit konstanter Saisonfigur nach der Methode der gleitenden Durchschnitte", in: Statistische Hefte, 14. Jg. (1973), Heft 3, S. 252

Jedes Saisonbereinigungsverfahren hat dabei einen Weg zu suchen, der den nachstehenden Zielen gerecht wird:

Man möchte zum einen eine möglichst stabile Schätzung am Reiheneinde erhalten, in dem Sinne, daß nicht nur möglichst wenige Schätzwerte, sondern diese darüber hinaus auch in einem möglichst geringen Ausmaß durch das Hinzukommen eines neuen Monatswertes korrigiert werden müssen.

Zum anderen aber muß die Schätzmethode reagibel genug sein, daß konjunkturelle Veränderungen rechtzeitig erkannt werden können.

Die Stabilität der Schätzwerte für die glatte Komponente des Index hängt dabei entscheidend von dem Anteil der irregulären Komponente an der Varianz der Ursprungswerte ab, d.h. die Instabilität der Schätzwerte nimmt mit der Höhe dieses Anteils zu¹⁾.

Für den "Normalfall, das heißt für die zur Saisonbereinigung 'geeigneten' Reihen" glaubt das Ifo-Institut mit dem ASA-II-Verfahren "ein relativ gutes Instrument zur Schätzung der glatten Komponenten"²⁾ zu besitzen. "Nach im Ifo-Institut durchgeführten Vergleichsrechnungen sieht es so aus, als würde das ASA-II-Verfahren damit den Konflikt zwischen dem frühzeitigen Erkennen des Verlaufs der zyklischen Komponenten und der Korrektur der Schätzwerte nach einer Neuberechnung besser bewältigen als das Berliner Verfahren"³⁾.

1) vgl. Goldrian, G.: "Zur reihenspezifischen Anpassung des Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II-2", in: Ifo-Schnelldienst, Wochenbericht des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, München, 26. Jg. (1973), Heft 50, S. 19 ff.

2) Goldrian, G.: "Zum Problem der Vorläufigkeit...", a.a.O., S. 31

3) ebenda

Da im Folgenden von der Schätzung der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion nach dem ASA-II-Verfahren $G_t^{(A)}$ ausgegangen wird, ist diese für die ausgewählten neun Industriebereiche im Zeitraum Januar 1963 bis August 1973 ($T = 128$)¹⁾ in den Abbildungen 10 - 18²⁾ veranschaulicht.

Obwohl die beiden jeweils eingezeichneten Kurven in ihrem gesamten Verlauf nicht stark voneinander abweichen, fällt auf, daß die aus der Reihe der Ursprungswerte des Index nach der einfachen, (im wesentlichen) ungewichteten *Methode der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte* berechneten glatten Komponenten³⁾ $G_t^{(D)}$ gerade an den Maxima sichtbar flacher verlaufen als die nach dem ASA-II-Verfahren ermittelten glatten Komponenten $G_t^{(A)}$.

Dementsprechend ergeben sich zum Teil voneinander abweichende Zeitpunkte für die Maxima und Minima der glatten Komponenten $G^{(A)}$ und $G^{(D)}$, die für die betrachteten Industriebereiche in Tabelle 3 zusammengestellt sind⁴⁾.

1) Zu Beginn der empirischen Berechnungen war der Index der industriellen Nettoproduktion nur bis August des Jahres 1973 verfügbar. Im Gegensatz dazu lagen die Daten aus dem Konjunkturtest auch bereits für September 1973 vor.

2) vgl. Anhang, S. 143 - 151

3) $G_t^{(D)} = \frac{1}{12} \left[\frac{1}{2} I_{t-6} + \sum_{\tau=-5}^{+5} I_{t+\tau} + \frac{1}{2} I_{t+6} \right]$

4) Werden in den nachfolgenden Tabellen für den Zeitpunkt eines Extremums mehrere Monate angegeben, so liegt für die genannten Monate jeweils derselbe Ordinatenwert vor.

Tabelle 3: Zeitpunkte der Maxima und Minima der glatten Komponenten nach dem ASA-II-Verfahren G^(A) und nach dem Verfahren der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte G^(D)

Glatte Komponenten im Bereich		Zeitpunkt des			
		Maximums 1965/66	Minimums 1967	Maximums 1970/71	Minimums 1971/72
Gesamte Industrie	G ^(A)	April 66	April 67	-	-
	G ^(D)	April 66	März April } 67	-	-
Investitions- güterindustrien	G ^(A)	April 66	April 67	Dez. 70	Jan. 72
	G ^(D)	Jan. 66	Mai 67	Dez. 70	Nov. 71
Maschinenbau	G ^(A)	Okt. 65	Sept. 67	Dez. 70	April 72
	G ^(D)	Okt. 65	Sept. 67	Okt. 70	April 72
Fahrzeugbau	G ^(A)	April 66	Mai 67	Feb. 71	April 72
	G ^(D)	März April } 66	Juni 67	Feb. 71	April 72
Elektrotechn. Industrie	G ^(A)	Okt. 65	März 67	Nov. 70	Juni 71
	G ^(D)	Okt. 65	März 67	Dez. 70	Juni 71
Verbrauchsgüter- industrien	G ^(A)	April 66	April 67	-	-
	G ^(D)	März 66	April 67	-	-
Textil- industrie	G ^(A)	Jan. 66	März April } 67	Sept. 69	Jan. 70
	G ^(D)	Jan. 66	April 67	-	-
Grundstoff- und Produktionsgüter	G ^(A)	(Juli 66)	(Jan. 67)	-	-
	G ^(D)	-	-	-	-
Industrie der Steine u. Erden	G ^(A)	Juni 66	Juni 67	März 71	Juli 71
	G ^(D)	Jan. 66	Aug. 67	März April } 71	Juni 71

2.3.3. Schätzung der glatten Komponente des Index mit Hilfe der Ifo-Konjunkturtest-Daten in bisherigen Untersuchungen

In der BRD beschäftigten sich in den letzten Jahren im wesentlichen zwei Untersuchungen mit der Schätzung und Prognose der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion aufgrund der Konjunkturtest-Daten des Ifo-Instituts. Beide Arbeiten, sowohl die von Müller und Schaffranek¹⁾ an der Universität Mannheim als auch die von Lindlbauer²⁾ am Ifo-Institut in München, wurden von der EWG-Kommission in Brüssel angeregt und in deren Auftrag durchgeführt.

Wegen des erheblichen Rechenaufwandes, der mit dieser empirischen Untersuchung verbunden ist, mußten sich Müller und Schaffranek auf die Auswahl von drei Industriebereichen beschränken. Ausgangspunkt bildeten die Reihen der kumulierten KT-Beurteilungen sowie die Reihen der Ursprungswerte des Index der industriellen Nettoproduktion. Für den zugrundegelegten Untersuchungszeitraum von 1962 bis 1966 waren die Ergebnisse der Schätzung recht positiv zu beurteilen. Allerdings folgte die Produktionsentwicklung in diesem Zeitraum im wesentlichen einer kontinuierlichen Aufwärtsbewegung, ohne größere konjunkturell bedingte Rückschläge zu verzeichnen.

-
- 1) vgl. Müller, M. und Schaffranek, M.: "Möglichkeiten der Schätzung und Projektion des Index der industriellen Nettoproduktion und seiner 'glatten Komponente' unter Heranziehung von Konjunkturtest-Daten", CIRET-Arbeitsbericht Nr. 1/67 des CIRET-Forschungszentrums am Institut für Statistik und Ökonometrie an der Universität Mannheim, Dezember 1967
 - 2) vgl. Lindlbauer, J.D.: "Schätzung des Produktionsindex mit Hilfe von ex-post- und ex-ante-Daten des Konjunkturtests", CIRET-Studie Nr. 11, hrsg. v. CIRET-Informations- und Dokumentationszentrum am Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München, Februar 1969

Die Untersuchung von Lindlbauer erstreckt sich auf insgesamt 7 Industriebereiche und auf den Zeitraum 1962 bis 1967, in welchem die Konjunkturschwankungen der Jahre 1966 und 1967 voll einbezogen sind. Als Vergleichsreihe zu den KT-Produktionreihen wird von Lindlbauer eine glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion herangezogen, die durch Glättung mit Hilfe von gleitenden Dreimonatsdurchschnitten der saisonbereinigten Ursprungswerte des Index ermittelt wurde¹⁾.

Die beiden erwähnten Untersuchungen arbeiten hauptsächlich mit einer linearen *Durchschnittsregression*, wie sie von Lindlbauer bezeichnet wird, welcher der gesamte Untersuchungszeitraum als Stützbereich ($\ell=T$) zugrunde liegt. Dieses Vorgehen setzt - abgesehen von der Linearitätsannahme, auf die in Abschnitt 3.1.2.1. näher eingegangen wird - voraus, daß die Meldegepflogenheiten der Unternehmer über den betrachteten Zeitraum hinweg praktisch keiner Veränderung unterliegen und somit das erwähnte Indifferenzintervall für die Meldung einer gleichbleibenden Produktionsentwicklung während des gesamten Untersuchungszeitraumes nahezu konstant bleibt.

Sowohl Müller und Schaffranek als auch Lindlbauer gehen davon aus, daß das Indifferenzintervall nicht symmetrisch, sondern *asymmetrisch* ist und somit den kumulierten Meldungen für eine steigende Produktionsentwicklung und den kumulierten Meldungen für eine fallende Produktionsentwicklung im Regressionsansatz unterschiedliche Gewichte beizumessen sind.

Die ex-post-Schätzergebnisse der linearen Durchschnittsregression über den Zeitraum Januar 1963 bis August 1973 ($\ell=T$ und $T=128$) unter der Annahme eines symmetrischen

1) vgl. Lindlbauer, J.D.: a.a.O., S. 4

Indifferenzintervalls sind für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 19¹⁾ dargestellt.

Der Annahme entsprechend findet der kumulierte KT-Saldo der Beurteilungen im Regressionsansatz Berücksichtigung:

$$\hat{G}_t^{(A)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_3 B_{3t} \quad (2.3.3.-1)$$

Im Vergleich dazu sind die Ergebnisse der Durchschnittsregression bei einem asymmetrischen Indifferenzintervall nach dem multiplen Ansatz¹⁾

$$\hat{G}_t^{(A)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 B_{1t} + \hat{\beta}_{2t} B_{2t} \quad (2.3.3.-2)$$

für denselben Stützbereich von $l = 128$ Monatswerten in Abb. 20³⁾ veranschaulicht.

Die geschätzten Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}_1 = 0,0704$ und $\hat{\beta}_2 = 0,0486$ weichen in ihrem Absolutbetrag deutlich voneinander ab. Im Vergleich zu Abb. 19 konnte mit dem multiplen Ansatz insgesamt eine bessere Anpassung der geschätzten Kurve an die glatte Komponente des Index erreicht werden.

1) vgl. Anhang, S. 152

2) Der Verfasser ist sich bewußt, daß die Symbolgebung an dieser Stelle nicht konsequent ist. Korrekterweise müßte die geschätzte abhängige Variable aus jeder Regressionsfunktion in eigener Weise gekennzeichnet sein. Im Hinblick auf die Vielzahl unterschiedlicher Ansätze, die insbesondere in Abschnitt 4. dieser Arbeit zu formulieren sind, wird aus Gründen einer größeren Übersichtlichkeit hierauf bewußt verzichtet. Dies besagt jedoch keinesfalls, daß Schätzungen aus zwei verschiedenen Regressionsansätzen in trivialer Weise ineinander übergeführt werden könnten.

Sofern im Folgenden die Schätzfunktionen für $G_t^{(A)}$ oder eine andere zu erklärende Variable nicht explizit angegeben ist, wird zumindest die Numerierung des Ansatzes, nach dem die Schätzung erfolgt, aufgeführt.

3) vgl. Anhang, S. 153

Während sich für Abb. 19 ein Bestimmtheitsmaß¹⁾ von $R^2 = 0,92159$ errechnete, beträgt in Abb. 20 $R^2 = 0,95169$.

Da R^2 eine nichtfallende Funktion der Anzahl der Regressoren²⁾ ist, mußte ein derartiges Ergebnis in jedem Fall erwartet werden. Als Maß zur Beurteilung des Erklärungs-wertes von zwei verschiedenen Sätzen unabhängiger Variab-ler im Regressionsansatz ist daher $\bar{R}^2$, ein durch die An-zahl der Freiheitsgrade korrigiertes Bestimmtheitsmaß besser geeignet:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{T-1}{T-K-1} \quad (2.3.3.-3)$$

mit $K+1$ als der Anzahl der Regressoren im inhomogenen Modellansatz³⁾. Mit dieser Korrektur ist nicht mehr ge-währleistet, daß das Bestimmtheitsmaß von vorneherein einen höheren Wert annimmt, wenn zusätzliche erklärende Variable in der Regressionsgleichung berücksichtigt werden.

Die Durchführung dieser Korrektur des Bestimmtheitsmaßes wird im vorliegenden Fall nur geringfügige Veränderungen bewirken, da wegen der geringen Anzahl von erklärenden Variablen und der hohen Anzahl von Beobachtungswerten die Anzahl der Freiheitsgrade groß ist.

-
- 1) Das Bestimmtheitsmaß gibt den Anteil der Varianz von $G^{(A)}$ an, der aufgrund der unabhängigen Variablen B_3 bzw. B_1 und B_2 erklärbar ist, und berechnet sich nach:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_t (\hat{G}_t^{(A)} - G_t^{(A)})^2}{\sum_t (G_t^{(A)} - \bar{G}_t^{(A)})^2}$$

- 2) vgl. dazu Huang, D.S.: "Regression and Econometric Methods", John Wiley & Sons, Inc., New York-London-Sydney-Toronto 1970, S. 80 ff.
- 3) In einem inhomogenen Regressionsmodell findet auch die Scheinvariable $B_{0t} \equiv 1$ Berücksichtigung.

Für Abb. 20 beträgt $\bar{R}^2 = 0,95092$ und liegt damit weiterhin über dem Wert von $\bar{R}^2 = 0,92097$ für Abb. 19.

Auffällig ist in beiden Abbildungen die mangelnde Übereinstimmung der Zeitpunkte der konjunkturellen Umbrüche in den Schätzkurven mit denen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$:

Tabelle 4: Zeitpunkte der Maxima und Minima der geschätzten glatten Komponenten aus Abb. 19 und Abb. 20 im Vergleich zur glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	Zeitpunkt des			
	Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970/71	Minimums 1972
$G^{(A)}$	April 66	April 67	Dez. 70	Jan. 72
$\hat{G}^{(A)}$ aus (2.3.3.-1)	Mai 66	Aug. 67	Okt. } 70 Nov. }	Juli 72
$\hat{G}^{(A)}$ aus (2.3.3.-2)	Juni 66	Juli } 67 Aug. }	Juni 71	Jan. 72

Lediglich für das Minimum im Januar 1972 ergibt sich - allerdings auch nur in Abb. 20 - eine zeitliche Übereinstimmung mit der glatten Komponente des Index. Mit Ausnahme des Maximums 1970, für das die in Abb. 19 geschätzte Kurve einen zeitlichen Vorlauf aufweist, liegen alle übrigen geschätzten Extrema zeitlich nach denen der zu schätzenden glatten Komponente. Keiner der beiden Ansätze ist unter diesem Aspekt betrachtet dem anderen durchwegs überlegen. Im vorliegenden Fall der Investitionsgüterindustrien zeigt der einfache Ansatz mit dem Saldo der Beurteilungen als erklärender Variablen ein vielleicht etwas günstigeres Bild.

Bevor weitere Ansätze zur Schätzung der glatten Komponenten formuliert und anhand der ausgewählten Industriebereich empirisch überprüft werden, scheint es daher geraten, die Variablen zunächst einzeln zu betrachten und in ihrer gegenseitigen Beziehung zu analysieren.

Aus Gründen der leichteren Veranschaulichung wird dabei von den *Saldenreihen* des Konjunkturtests ausgegangen.

3. Analyse der Beziehungen zwischen der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion und den Konjunkturtest-Saldenreihen für die Produktion

3.1 Simultane Betrachtung der Reihen

Eine Überprüfung des Gleichlaufes zwischen der glatten Komponente des Index und den Saldenreihen des Konjunkturtests kann entsprechend der Zielsetzung des Vergleiches anhand von zwei Kriterien vorgenommen werden:

- 1) Man interessiert sich ausschließlich für die zeitliche Übereinstimmung bzw. auch für den zeitlichen Vorlauf oder das zeitliche Nachhinken der betrachteten Reihen an den Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung oder
- 2) man prüft unabhängig von dieser "Makro-Trefferquote" der KT-Tendenzmeldungen an den Extremwerten die Möglichkeit für eine generelle Heranziehung der KT-Reihen zur Schätzung und Prognose der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion.

3.1.1. Zeitliche Extremwertanalyse

Für manche Zwecke mag es ausreichend sein, die Richtung bzw. auch den Zeitpunkt einer Tendenzwende in der Produktionsentwicklung einzelner Industriebereiche oder auch der gesamten verarbeitenden Industrie zu kennen.

Sofern die KT-Reihen einen der glatten Komponente des Index entsprechenden Entwicklungsverlauf der industriellen Produktionstätigkeit in der jeweiligen Branche zuverlässig wiedergeben, müßte aus dem Verlauf der kumulierten Saldenreihe der KT-Beurteilungen bereits 14 Tage nach Ablauf des Berichtsmonates ein erstes Anzeichen für die veränderte Produktionsentwicklung zu entnehmen sein. Besitzt darüber hinaus die Saldenreihe der Erwartungen einen zeitlichen Vorlauf gegenüber den ex-post-Meldungen der Unternehmer an das Statistische Bundesamt bzw. an das Ifo-Institut, so wäre damit ein vorzeitiger Indikator für die Richtung der Produktionsentwicklung gegeben.

Die Zeitpunkte der Extremwerte der glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ sowie der Saldenreihe der Beurteilungen B_3 und der Erwartungen E_3 sind für die ausgewählten Industriebereiche in Tabelle 5 zusammengestellt.

Wegen der ausgeprägten Saisonschwankungen sowohl in der Reihe der KT-Beurteilungen als auch in der Reihe der KT-Erwartungen für die Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien und die Industrie der Steine und Erden können die KT-Reihen der beiden Bereiche nicht in direkten Zusammenhang mit der glatten Komponente des amtlichen Produktionsindex gebracht werden. Die beiden Industriebereiche werden daher in den folgenden Analysen nicht berücksichtigt werden.

Tabelle 5: Zeitliche Extremwerte der glatten Komponente des Index ($G^{(A)}$) sowie der KT-Beurteilungs- und KT-Erwartungssalden

Variable im Bereich		Maximums 1965/66	Zeitpunkt des Minimums 1967		Maximums 1969/70/71	Minimums 1970/71/72
Gesamte Industrie	$G^{(A)}$	April 66	März/April 67		-	-
	B_3	Mai 66	Aug. 67		Juni 70	Aug. 72
	E_3	Aug. 66	Juli 67		Sept. 70	Jan. 72
Investitions- güter- industrien	$G^{(A)}$	April 66	April 67		Dez. 70	Jan. 72
	B_3	Mai 66	Aug. 67		Okt./Nov. 70	Juli 72
	E_3	April 66	Juni 67		März/April 71	Juni 72
Maschinen- bau	$G^{(A)}$	Okt. 65	Sept. 67		Dez. 70	April 72
	B_3	Dez. 65	Aug. 67		Juli 70	Nov. 72
	E_3	Okt. 65	Juli 67		Sept. 70	Sept./Okt. Nov. 72
Fahrzeug- bau	$G^{(A)}$	April 66	Mai 67		Feb. 71	April 72
	B_3	Sept. 66	Juli 67		Juni 71	Juli 72
	E_3	Sept. 66	Juni 67		April 71	Juni 72
Elektrotechn. Industrie	$G^{(A)}$	Okt. 65	März 67		Nov. 70	Juni 71
	B_3	Dez. 65	Aug. 67		Nov. 70	Jan. 72
	E_3	Feb. 66	Juli 67		Okt. 70	Dez. 71
Verbrauchsgüter- industrien	$G^{(A)}$	April 66	April 67		-	-
	B_3	April 66	Aug. 67		(Okt./April 69/70)	(Aug. 72)
	E_3	Aug. 66	Juli 67		Sept. 70	Dez. 71 / Jan. 72
Textil- industrie	$G^{(A)}$	Jan. 66	März/April 67		Sept. 69	Jan. 70
	B_3	Nov. 65	Aug. 67		Mai 69	Aug. 72
	E_3	März 66	Aug. 67		Jan. 70	März 72
Grundstoff-und Produktionsgüter- industrien*	$G^{(A)}$	(Juli 66)	(Jan. 67)		-	-
	B_3	Okt. 65	Feb. 68		Sept. 70	Jan. 72
	E_3	Juni 66	Nov. 67		Aug. 70	Dez. 71
Industrie der Steine und Erden*	$G^{(A)}$	Juni 66	Juni 67		März 71	Juli 71
	B_3	Juli 64	Feb. 69		Okt. 69	Jan. 72
	E_3	Juni 66	Dez. 67		Juni 71	Dez. 71

*) Beide KT-Saldenreihen enthalten saisonale Schwankungen.

Bei den übrigen Industriebereichen könnten sich in dem einen oder anderen Fall zeitliche Verschiebungen der Maxima und Minima in der Saldenreihe der Beurteilungen ergeben, wenn die zum Teil vorhandenen saisonalen Schwankungen eliminiert würden. Da der Einfluß dieser kurzfristigen Schwankungen in den Produktionsreihen dieser Industriebereiche nicht groß ist, wird eine Saisonbereinigung - wenn überhaupt - nur geringfügige Veränderungen bewirken.

3.1.1.1. Gegenüberstellung der *glatten Komponente des Index* und der Saldenreihe der *Beurteilungen*

Die zeitlichen Differenzen der Maxima und Minima in der Saldenreihe der KT-Beurteilungen von denen der glatten Komponente des Index nach dem ASA-II-Verfahren sind der nachfolgenden Tabelle 6 zu entnehmen.

Lediglich in zwei Fällen findet sich der konjunkturelle Umschwung in den beiden für die ausgewählten Industriebereiche zu vergleichenden Reihen zu demselben Zeitpunkt. In insgesamt vier Fällen besitzen die Beurteilungssalden einen zeitlichen Verlauf gegenüber der glatten Komponente des Index. Von diesen Ausnahmen abgesehen hinken die Beurteilungssalden an allen übrigen Extremwerten mit einer zeitlichen Differenz bis zu sieben Monaten hinter der glatten Komponente des Index her. In der Mehrzahl der Fälle ist die zeitliche Differenz am Minimum größer als am Maximum.

Tabelle 6: Time-lead (-) bzw. time-lag (+) der Saldenreihe der KT-Beurteilungen gegenüber der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ an den Extrema

Industriebereich	time-lead (-) bzw. time-lag (+) (in Monaten) am			
	Maximum 1965/66	Minimum 1967	Maximum 1969/70/71	Minimum 1971/72
Gesamte Industrie	+ 1	+ 5	-	-
Investitionsgüterindustrien	+ 1	+ 4	-2/-1	+ 6
Maschinenbau	+ 2	- 1	- 5	+ 7
Fahrzeugbau	+ 5	+ 2	+ 4	+ 3
Elektrotechn.Ind.	+ 2	+ 5	0	+ 7
Verbrauchsgüterindustrien	0	+ 4	-	-
Textilindustrie	- 2	+4/+5	-	-

Während die Reihe aus dem Konjunkturtest für die Produktionsentwicklung der Jahre 1971 und 1972 im Bereich Gesamte Industrie deutlich einen Produktionsrückgang verzeichnet, vermindern sich in der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ praktisch nur die Zuwachsraten für eine Produktionssteigerung. Dies gilt in ähnlicher Weise für die glatte Komponente des Produktionsindex der Verbrauchsgüterindustrien, bei denen jedoch auch die Beurteilungssalden nur wenig rückläufig sind, und für die Textilindustrie, bei der die KT-Reihe nach dem Maximum im Jahr 1969 in ihrer Gesamttendenz fällt, während die glatte Komponente des Index von einem schwachen Absinken gegen Ende des Jahres 1969 abgesehen, steigt.

3.1.1.2. Gegenüberstellung der *glatten Komponente des Index* und der *Saldenreihe der Erwartungen*

Zu einem ähnlichen Resultat führt der zeitliche Vergleich der Maxima und Minima in der Reihe der glatten Komponente des Index mit denen der Saldenreihe der KT-Erwartungen. Die zeitlichen Differenzen zwischen den Extremwerten dieser beiden Reihen sind in gleicher Weise wie unter 3.1.1.1. in Tabelle 7 zusammengestellt.

Tabelle 7: Time-lead (-) bzw. time-lag (+) der Saldenreihe der Erwartungen gegenüber der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ an den Extrema

Industriebereich	time-lead (-) bzw. time-lag (+) (in Monaten) am			
	Maximum 1965/66	Minimum 1967	Maximum 1969/70/71	Minimum 1971/72
Gesamte Industrie	+ 4	+ 4	-	-
Investitionsgüterindustrien	0	+ 2	+3/+4	+ 5
Maschinenbau	0	- 2	- 3	+5/+6/+7
Fahrzeugbau	+ 5	+ 1	+ 2	+ 2
Elektrotechn. Ind.	+ 4	+ 4	- 1	+ 6
Verbrauchsgüterindustrien	+ 4	+ 3	-	-
Textilindustrie	+ 2	+4/+5	-	-

Lediglich in zwei Fällen deckt sich der Zeitpunkt eines Extremwertes in beiden Reihen. Insgesamt nur dreimal wurde eine Tendenzwende in der Produktionsentwicklung im vorhinein durch die Unternehmer-Erwartungen angekündigt. In allen übrigen Fällen besitzen auch die Produktionserwartungen einen time-lag bis zu sieben Monaten gegenüber der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$. Dennoch scheint das Ausmaß des zeitlichen Nachhinkens der KT-Erwartungen gegenüber der glatten Komponente geringer zu sein als bei den KT-Beurteilungen.

3.1.1.3. Gegenüberstellung der Saldenreihe der Beurteilungen und der Saldenreihe der Erwartungen

Der zeitliche Vergleich zwischen den Extrema der KT-Beurteilungsreihe und der KT-Erwartungsreihe bestätigt die Vermutung, daß trotz der bei beiden Saldenreihen gegenüber der glatten Komponente des Index vorhandenen positiven zeitlichen Differenzen den Produktionserwartungen der Unternehmer prognostische Bedeutung für die Produktionsbeurteilungen beizumessen ist.

Tabelle 8: Time-lead (-) bzw. time-lag (+) der Saldenreihe der Erwartungen gegenüber der Saldenreihe der Beurteilungen an den Extrema

Industriebereich	time-lead (-) bzw. time-lag (+) (in Monaten) am			
	Maximum 1965/66	Minimum 1967	Maximum 1969/70/71	Minimum 1971/72
Gesamte Industrie	+ 3	- 1	+ 3	- 7
Investitionsgüterindustrien	- 1	- 2	+4/+5	- 1
Maschinenbau	- 2	- 1	+ 2	-2/-1/0
Fahrzeugbau	0	- 1	- 2	- 1
Elektrotechn.Ind.	+ 2	- 1	- 1	- 1
Verbrauchsgüterindustrien	+ 4	- 1	(+5/+8)	(-8/-9)
Textilindustrie	+ 4	0	+ 8	- 5

Wie aus Tabelle 8 hervorgeht, ist der Anteil der Tendenzwenden, die ex ante von den Unternehmern für einen späteren Zeitpunkt erwartet wurden, als sie ex post im Konjunkturtest meldeten, wesentlich geringer als der Anteil der Extrema, die bereits im voraus durch die Unternehmer-Erwartungen angekündigt waren. In zwei Fällen traf die veränderte Produktionsentwicklung bereits in dem Monat ein, in welchem die Unternehmer diese Erwartungsmeldung für die nachfolgenden drei Monate abgegeben hatten.

Auffallend ist, daß zeitlich verzögerte Meldungen für eine konjunkturelle Richtungsänderung der Produktionsentwicklung nur an den Maxima der Saldenreihen auftreten, während an den Minima - mit Ausnahme des Minimums 1967 bei der Textilindustrie - ein zeitlicher Vorlauf der Erwartungen bis zu sieben Monaten vorhanden ist. Dieses Ergebnis unterscheidet sich wesentlich von dem aus Tabelle 6¹⁾, wo festgestellt werden konnte, daß gerade am Minimum die Reihe der KT-Beurteilungssalden stärker nachhinkt als vergleichsweise am Maximum.

Mit Abstand am häufigsten ist ein zeitlicher Vorlauf der Saldenreihe der Erwartungen gegenüber der Saldenreihe der Beurteilungen von einem Monat festzustellen. Dies bedeutet, daß trotz der Formulierung von Frage 8 des Testbogens, die auf eine Meldung der Produktionserwartung für die kommenden *drei* Monate gerichtet ist, der "Erwartungshorizont" der Unternehmer (λ) zumindest an den Extrema nur *einen* Monat in die Zukunft reicht ($\lambda=1$). Entsprechende Folgerungen waren aus den Untersuchungen über die Treffsicherheit der Unternehmer-Erwartungen, die auf der *Mikro*-Ebene durchgeführt wurden, zu ziehen. Sowohl Anderson, Bauer und Fels²⁾ als auch Fürst³⁾ kommen zu dem Ergebnis, daß die Genauigkeit der Unternehmer-Erwartungen unabhängig von der Größe der meldenden Firma zunimmt, wenn man sie im Hinblick auf ein Bezugsintervall von einem Monat betrachtet.

Die voranstehenden *Makro*-Analysen über die Treffsicherheit an den Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung haben gezeigt, daß nicht nur bei einer ex-post-Schätzung der KT-Beurteilungssalden sondern aufgrund des zeitlichen Vorlaufes der Erwartungssalden auch bei einer Prognose die Extrema der Saldenreihe der Beurteilungen großenteils gut getroffen werden können. Die ex-post-Schätzungen der glatten Komponente

1) vgl. dazu Abschnitt 3.1.1.1., S. 52

2) vgl. Anderson, O., Bauer, R.K. und Fels, E.: a.a.O., S.12

3) vgl. Fürst, H.: a.a.O., S. 108

des Index mit Hilfe der Beurteilungssalden werden dementsprechend an den Extrema überwiegend einen time-lag aufweisen. Wegen des zeitlichen Nachhinkens sowohl der KT-Beurteilungssalden als auch der KT-Erwartungssalden müssen darüber hinaus die Ergebnisse für eine Vorausschätzung einer Tendenzwende im Verlauf der glatten Komponente des Index unbefriedigend bleiben.

Die Ursache für diese mangelnde zeitliche Übereinstimmung an den Extrema kann sowohl in den Saldenreihen des Konjunkturtests begründet liegen als auch in der Ursprungsreihe des Index der industriellen Nettoproduktion bzw. in dem angewandten Verfahren zur Ermittlung seiner glatten Komponente¹⁾. Möglicherweise läßt sich durch die Berücksichtigung *unsaldierter* KT-Reihen in dem einen oder anderen Fall eine bessere zeitliche Übereinstimmung an den Extrema der Reihen erzielen. Ein Hinweis auf Verschiebungen in den Zeitpunkten für die Maxima und Minima konnte durch die Schätzungen für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 19 und 20²⁾ gegeben werden.

Die zeitliche Treffsicherheit der KT-Reihen an den Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung muß bei deren Heranziehung im Rahmen einer aktuellen Konjunkturdiagnose und -prognose gefordert werden. Für eine generelle Schätzung und Prognose der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion genügt es jedoch nicht, wenn eine Übereinstimmung der Produktionsreihen nur in zeitlicher Hinsicht an den konjunkturellen Hoch- und Tiefpunkten besteht.

3.1.2. Analyse der Korrelationsdiagramme

Zur Klärung der Frage, inwieweit mit Hilfe der KT-Reihen ex post bzw. auch ex ante brauchbare Punktschätzwerte für die glatte Komponente des Index über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg ermittelt werden können, leistet eine Analyse der gemeinsamen Korrelationsdiagramme einen entscheidenden Beitrag.

1) vgl. Abschnitt 2.3.2.3., S. 38 ff.

2) vgl. Tabelle 4, S. 48

3.1.2.1. Korrelationsdiagramm zwischen der glatten Komponente des Index und der Saldenreihe der KT-Beurteilungen

Der lineare Regressionsansatz für eine Durchschnittsschätzung mit dem Saldo der Beurteilungen als erklärender Variablen kann nur dann gute Punktschätzwerte für die glatte Komponente des Index liefern, wenn die Entwicklungsbeziehung zwischen beiden Variablen über den gesamten Untersuchungszeitraum ($t=1,2,\dots,T$) hinweg linear verläuft und im wesentlichen keine oder nur geringfügige Störungen in dieser Beziehung auftreten.

Im Idealfall ließe sich diese Entwicklungsbeziehung durch eine Gerade im Korrelationsdiagramm darstellen. Je nachdem, ob im Zeitraum $t=1,2,\dots,T$ eine der beiden Variablen gegenüber der anderen in einer gleichbleibenden Proportion schneller ansteigt, wird die Regressionsgerade steiler oder flacher als die Winkelhalbierende verlaufen. Weisen die glatte Komponente und die Reihe der KT-Beurteilungen im Zeitdiagramm die gleiche Anstiegsrate auf, so fällt die Steigung der Geraden im gemeinsamen Korrelationsdiagramm mit der Steigung der 45°-Linie zusammen.

Ein Abflachen der Reihen vor Erreichen eines Extremwertes im Zeitdiagramm würde sich unter der Annahme einer gleichbleibenden linearen Beziehung zwischen beiden Variablen in einer dichter werdenden Punktefolge auf der Geraden im Korrelationsdiagramm widerspiegeln. Nach Erreichen des Maximums (Minimums) der beiden Variablen zum gleichen Zeitpunkt würde sich die gemeinsame Punktefolge weiter auf der Geraden in absteigender (aufsteigender) Richtung bewegen.

Eine in diesem Sinne ideale Entwicklungsbeziehung zwischen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ und der Saldenreihe der KT-Beurteilungen B_3 ist über den gesamten

1) vgl. Abschnitt 2.3.3., S. 44

Beobachtungszeitraum $t=1,2,\dots,T$ hinweg auch annähernd nicht gegeben. Dies zeigt sich in den Korrelationsdiagrammen sowohl für die Gesamte Industrie (Abb. 21), für die beiden Hauptgruppen der Investitionsgüter- und Verbrauchsgüterindustrien (Abb. 22 und 24) als auch für die Gruppe der Elektrotechnischen Industrie (Abb. 23), die jeweils für den Zeitraum Januar 1963 bis August 1973 ($t=1,2,\dots,128$) dargestellt sind¹⁾. Auf der Ordinate ist die glatte Komponente des Index nach dem ASA-II-Verfahren abgetragen, auf der Abszisse die jeweils bis zum Zeitpunkt t kumulierten Salden aus den Beurteilungen gegenüber dem Vormonat.

Die dargestellten Korrelationsdiagramme verdeutlichen, daß zwar nicht von einer Konstanz der Meldegewohnheiten der Unternehmer im *gesamten* Beobachtungszeitraum ausgegangen werden kann, daß aber zumindest innerhalb gewisser Zeitabschnitte eine annähernd lineare Entwicklungsbeziehung zwischen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ und der Saldenreihe der KT-Beurteilungen besteht. Diese Zeiträume mit einer gleichbleibenden Beziehung zwischen den betrachteten Reihen decken sich hauptsächlich mit denen, in welchen die Produktionstätigkeit in den einzelnen Industriebereichen einen Aufschwung nahm.

In einigen Fällen bleibt diese annähernd lineare Beziehung auch über den Zeitpunkt der oberen Tendenzwende hinaus erhalten. Dies gilt vor allem für die Verbrauchsgüterindustrien und, von dem bestehenden time-lag am Maximum 1966 abgesehen, auch für die Gesamte Industrie bis Januar 1967, also beinahe bis zu dem Zeitpunkt, in welchem die glatte Komponente des Index ihr Minimum aufweist, sowie für die Elektrotechnische Industrie am Maximum des Jahres 1970.

1) vgl. Anhang, S. 154 - 157

Die Korrelationsdiagramme für die übrigen Industriebereiche, die hier nicht dargestellt wurden, liefern im wesentlichen ein ganz ähnliches Bild.

Mit allen übrigen konjunkturellen Schwankungen in der Produktionsentwicklung, insbesondere im Bereich der Konjunkturellen Talsohlen, sind zugleich auch Veränderungen in den Meldegepflogenheiten der Unternehmer verbunden.

Anhand der Tabelle 5 und 6¹⁾ ist bereits gezeigt worden, daß die Saldenreihen der KT-Beurteilungen an den meisten Extrema zeitlich hinter der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ nachhinken. Verdeutlicht man sich die Situation an der Tendenzwende einer wirtschaftlichen Depression, so fällt die Saldenreihe der Beurteilungen auch nach dem Zeitpunkt weiter ab, in welchem die glatte Komponente $G^{(A)}$ ihren tiefsten Wert erreicht hat und wieder zu steigen beginnt. Die gemeinsame Punktefolge im Korrelationsdiagramm weicht somit von ihrem annähernd linearen Verlauf ab und dreht in ihrer absteigenden Entwicklung bis zum Minimum der Saldenreihe der Beurteilungen nach rechts. In diesem Zeitpunkt setzt wieder eine gleichgerichtete Aufwärtsbewegung beider Reihen ein.

Dieses Abweichen von einer gleichgerichteten Entwicklung wird im Korrelationsdiagramm umso deutlicher sichtbar, einmal je größer die zeitliche Differenz zwischen den Extrema beider Reihen ist und zum anderen, je steiler beide Kurven im *Zeitdiagramm* verlaufen, d.h. je ausgeprägter das Minimum ist. Die Größe des time-lag läßt sich im Korrelationsdiagramm dadurch ermitteln, daß zunächst Parallelen zu den Achsen derart gezogen werden, daß diese die Bewegung der Punktefolge tangieren. Der Berührungspunkt mit der Parallelen zur Abszisse entspricht dem Minimum der glatten Komponente des Index und der Berührungspunkt mit der Parallelen zur Ordinate dem Minimum der KT-Beurteilungssalden. Alle Punkte im Korrelationsdiagramm, die zwischen diesen beiden Tangentialpunkten liegen, sind Wertepaare, welche die gegenläufige Entwicklung der beiden Variablen widerspiegeln und ihre Anzahl um Eins vermehrt, gibt die

1) vgl. S. 51 und S. 53

zeitliche Differenz - im vorliegenden Fall in Monaten - an, mit der beide Variablen ihr Minimum erreichen.

Aus den Darstellungen der Korrelationsdiagramme ist ersichtlich, daß die gemeinsame Punktefolge bereits einige Monate vor dem Minimum der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ im Jahre 1967 von dem linearen Verlauf abweicht, soweit dieser nach dem vorangegangenen Maximum überhaupt gegeben war. Es dauert auch, nachdem die Saldenreihe der Beurteilungen ihren tiefsten Stand erreicht hat, noch einige Monate, bis wieder von einer annähernd linearen Beziehung zwischen den beiden Variablen gesprochen werden kann.

In der konjunkturellen Talsohle fällt demnach die glatte Komponente des Index $G^{(A)}$ im Vergleich zum Saldo der Beurteilungen langsamer als in früheren Zeitpunkten. Die Unternehmer tendieren folglich dazu, die sinkende Produktionstätigkeit zu überschätzen. Diese pessimistische Haltung der Unternehmer reicht über den Zeitpunkt der unteren Tendenzwende in den Beurteilungssalden hinaus, denn diese steigen im Verhältnis zur glatten Komponente des Index auch in den Monaten nach dem Minimum der Beurteilungssalden zunächst langsamer an.

Bei den meisten Industriebereichen stellt sich in der Phase des anhaltenden Aufschwungs wieder annähernd dieselbe lineare Entwicklungsbeziehung zwischen beiden Variablen ein, die vor dem Einsetzen des wirtschaftlichen Kontraktionsprozesses bestand. Eine Ausnahme bilden die Investitionsgüterindustrien, bei denen nach Überwindung der Rezession in den Jahren 1966/67 auch die längerfristige Entwicklungsbeziehung zwischen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ und der Reihe der KT-Beurteilungssalden eine Veränderung erfährt. Der Anstieg der Punktefolge im gemeinsamen Korrelationsdiagramm (Abb. 22) ist nach dem August 1967 steiler als vor dem April 1966.

Ein zeitliches Nachhinken der Beurteilungssalden am Maximum stellt sich analog der Situation am Minimum durch eine Rechtswendung der Punktefolge in aufsteigender Richtung dar.

Betrachtet man einen Konjunkturzyklus, in welchem die erklärende Variable sowohl an der konjunkturellen Spitze als auch im konjunkturellen Tiefpunkt zeitlich hinter der glatten Komponente des Index nachhinkt, so durchläuft die Punktefolge im Korrelationsdiagramm eine Rechtsschleife, wie dies für die Industriebaugruppe der Investitionsgüterindustrien (Abb. 20) und die Gruppe der Elektrotechnischen Industrie (Abb. 24) in den Jahren 1966/67 ersichtlich ist. Nach Erreichen des Maximums der Saldenreihe der Beurteilungen tendieren die Unternehmer dazu, die Entwicklung zunächst leicht zu unterschätzen: die glatte Komponente des Index fällt im Vergleich zu den Beurteilungssalden steiler als nach der Proportion vor der konjunkturellen Spitze zu erwarten wäre. Erst nachdem die fallende Tendenz länger anhält, neigen die Unternehmer zu einer Überschätzung der sinkenden Produktionsentwicklung.

Wählt man nicht die glatte Komponente des Index nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$, sondern die nach der Methode der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte berechnete glatte Komponente $G^{(D)}$ als Zielgröße des Vergleiches, so verlaufen die Schleifen im Korrelationsdiagramm zwischen $G^{(D)}$ und B_3 wegen des flacheren Verlaufes von $G^{(D)}$ an den Extrema ebenfalls flacher.

Das einzige im Korrelationsdiagramm dargestellte Extremum, an welchem die KT-Beurteilungssalden gegenüber der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ einen zeitlichen Vorlauf aufweisen, ist das Maximum des Jahres 1970 bei den Investitionsgüterindustrien (Abb. 22).

Dieser zeitliche Vorlauf spiegelt sich im Korrelationsdiagramm in einer Linkswendung der aufsteigenden Punktefolge wieder, an die sich gegenüber dem starken Absinken der Beurteilungssalden nur eine relativ schwache Rückläufigkeit des Index anschließt.

Für die Produktionsschwankungen der Jahre 1970 bis 1972 bietet das Korrelationsdiagramm der Gesamten Industrie ein ähnliches Bild, mit dem Unterschied, daß die glatte Komponente des Index kein länger anhaltendes Absinken der Produktionstätigkeit anzeigt, sondern auf dem erreichten Niveau mehr oder weniger stagniert.

Eine über mehrere Monate andauernde und nicht allein durch einen bestehenden time-lag bzw. time-lead am Extremum bedingte Gegenläufigkeit der beiden Variablen zeigt das Diagramm für die Verbrauchsgüterindustrien¹⁾. Im Zeitraum November 1969 bis August 1972 entwickelt sich die Saldenreihe der Beurteilungen rückläufig, während die glatte Komponente des Index ihre aufsteigende Tendenz beibehält. Aufgrund dieser Feststellung ist zu erwarten, daß zur Schätzung der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion für die Verbrauchsgüterindustrien die KT-Erwartungsreihen besser geeignet sein werden.

1) Diese Aussage wäre auch für die Diagramme der Textilindustrie sowie - unabhängig von den saisonalen Schwankungen in der Reihe der KT-Beurteilungen - der Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien und der Industrie der Steine und Erden zutreffend, die nicht graphisch dargestellt sind.

3.1.2.2. Korrelationsdiagramme zwischen der Saldenreihe
der KT-Beurteilungen und der Saldenreihe der
KT-Erwartungen

Korrelationsdiagramme zwischen der Saldenreihe der KT-Beurteilungen und der Saldenreihe der KT-Erwartungen lassen sich in analoger Weise zu Abschnitt 3.1.3.1. interpretieren. Für das Aggregat Gesamte Industrie erfolgt die Darstellung jeweils bei einem unterstellten Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen von einem, zwei und drei Monaten ($\lambda = 1, 2, 3$) in den Abb. 25 - 27¹⁾.

Es zeigt sich auch hier - gleichgültig, von welchem der drei Bezugsintervalle ausgegangen wird, daß die Annahme einer linearen Beziehung zwischen der Saldenreihe der Beurteilungen und der Saldenreihe der Erwartungen nur teilweise erfüllt ist. Vor jedem Maximum nimmt die Steigung der Punktefolge im Korrelationsdiagramm ab, d.h. die Salden der Erwartungen steigen im Verhältnis zu den Salden der Beurteilungen schneller als in der anhaltenden Hochkonjunktur. Die Erwartungen der Unternehmer sind demnach in Bezug auf die künftige Produktionsentwicklung zu optimistisch. Im Minimum dagegen ist die Haltung der Unternehmer vergleichsweise flexibler. Sie sind leichter geneigt, in der Phase einer Depression eine steigende Produktionsentwicklung zu erwarten als in der Phase der Hochkonjunktur eine fallende.²⁾

Der engste Zusammenhang zwischen beiden Variablen ergibt sich für den Konjunkturzyklus der Jahre 1966/67, wenn von einer Reichweite der Unternehmer-Erwartungen von einem Monat ($\lambda = 1$) ausgegangen wird. Unterstellt man im Vergleich dazu einen Erwartungshorizont von zwei und drei Monaten, wie dies in Abb. 26 ($\lambda = 2$) und

1) vgl. Anhang, S. 158 - 160

2) vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.2.1., S. 61, wo festgestellt wurde, daß die Beurteilungsmeldungen gegenüber der glatten Komponente des Index am Minimum zu pessimistisch sind.

Abb. 27 ($\lambda = 3$) geschehen ist, so nimmt auch die Breite der Schleifen im Verlauf der gemeinsamen Punktefolge zu. Die beste Schätzung der KT-Beurteilungssalden durch die Erwartungssalden in den Konjunktursschwankungen der Jahre 1970 bis 1972 dürfte sich erzielen lassen, wenn von einem Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen von zwei Monaten ausgegangen wird.

Aus dieser ex-post-Analyse über die Reichweite der Unternehmer-Erwartungen auf der Makro-Ebene wird deutlich, daß keine Einheitlichkeit in der Länge der Bezugsintervalle der Erwartungsmeldungen gegeben ist. Wegen der unterschiedlichen Reichweite der Erwartungsmeldungen sowohl an den Maxima als auch an den Minima der KT-Produktionsreihen ist ebenfalls eine der konjunkturellen Phase entsprechende Verschiebung der Saldenreihe der Erwartungen gegenüber der Saldenreihe der Beurteilungen um eine konstante zeitliche Differenz von vorneherein nicht möglich. Ex ante kann praktisch nur so vorgegangen werden, daß ein Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen unterstellt wird, das dem durchschnittlichen Erwartungshorizont der Unternehmer am nächsten kommt.

Gelegentlich wurden Ansätze diskutiert, die auf der Annahme basieren, daß sich die Erwartungen der Unternehmer im Durchschnitt auf die nachfolgenden drei Monate beziehen¹⁾. In diesem Fall sind die Erwartungsmeldungen im Monat t lediglich zu einem Drittel für den nachfolgenden Monat $t+1$ maßgebend²⁾. Der Verlauf der Saldenreihe der KT-Erwartungen im Zeitdiagramm wird davon jedoch nur insoweit betroffen, als der Ordinatenmaßstab eine Veränderung

1) vgl. Lindlbauer, J.D.: a.a.O., S. 21

2) Es ließe sich ebenso ein Ansatz formulieren, der die KT-Beurteilungsmeldungen im Monat t in Abhängigkeit der KT-Erwartungsmeldungen der Monate $t-3$, $t-2$ und $t-1$ ausdrückt. Aus Gründen der hohen Kollinearität zwischen den verzögerten Erwartungsvariablen wird auf eine Darstellung dieser Möglichkeit verzichtet.

erfährt. Dementsprechend ergibt sich eine Modifizierung im Korrelationsdiagramm mit den KT-Beurteilungssalden, die jedoch den charakteristischen Verlauf der gemeinsamen Punktefolge nicht betrifft. Bei einer Regressions-schätzung der Beurteilungssalden mittels der KT-Erwartungen verändern sich die geschätzten Parameter; die Schätzwerte für die Beurteilungssalden sind jedoch, unabhängig davon, ob man die gemeldeten Erwartungen in voller Höhe auf den nachfolgenden Monat bezieht oder im Durchschnitt auf die nachfolgenden drei Monate, die gleichen.

3.2. Die Methode der gleitenden Regressionsschätzung

Die voranstehenden Analysen haben gezeigt, daß im betrachteten Zeitraum Januar 1963 bis August 1973 weder von einer annähernden Linearität der Beziehung zwischen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ und der Saldenreihe der KT-Beurteilungen, noch zwischen letzterer und der Saldenreihe der KT-Erwartungen ausgegangen werden kann. Die Anwendung der Methode der sogenannten Durchschnittsregression mit $k=T$ kann daher nicht zu befriedigenden Ergebnissen bei der ex-post-Schätzung der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ mit Hilfe der KT-Produktionsreihen führen, auf der entsprechende Prognose-schätzungen aufgebaut werden müßten.

Im Rahmen einer ex-post-Analyse ist es möglich, solche Zeitabschnitte herauszugreifen, in denen die Meldegepflogenheiten der Unternehmer annähernd konstant blieben und daher die Annahme einer proportionalen Entwicklung beider Variablen gerechtfertigt ist. Zur Veranschaulichung dessen wurde in Abb. 28¹⁾ für die ausgewählten Zeiträume Januar 1963 bis Mai 1966 ($t=1,2,\dots,41$) und August 1967 bis April 1971 ($t=56,57,\dots,100$) der Investi-

1) vgl. Anhang, S. 161

tionsgüterindustrien zwei getrennte lineare Regressionen ($l=41$ und $l=45$) mit dem Saldo der Beurteilungen als erklärender Variablen berechnet. Im Vergleich dazu sind in Abb. 29¹⁾ ebenfalls für den Bereich der Investitionsgüterindustrien in den nämlichen Zeiträumen die Schätzergebnisse aus dem multiplen Ansatz mit den unsaldierten positiven und negativen Beurteilungsmeldungen als unabhängige Variablen dargestellt.

Gegenüber den Durchschnittsregressionen aus Abb. 19 und Abb. 20²⁾ passen sich die Schätzkurven aus beiden Ansätzen in den jeweiligen Zeitabschnitten erheblich besser an die glatte Komponente des Index $G^{(A)}$ an.

Zur Ermittlung hinreichend guter Punktschätzwerte für Monate, die wegen der Veränderungen des symmetrischen bzw. asymmetrischen Indifferenzintervalls nicht in die Durchschnittsregressionen der angegebenen Zeiträume einbezogen werden konnten, gilt es, eine Methode heranzuziehen, mit der den unterschiedlichen Meldegepflogenheiten der Unternehmer im Zeitablauf Rechnung getragen werden kann. Das für die weiteren empirischen Untersuchungen zugrunde gelegte Konzept der gleitenden Regressionen entspricht der Vorgehensweise beim ASA-II-Verfahren. Im Unterschied zum ASA-II-Verfahren, bei dem die Schätzung der glatten Komponente aus dem zeitlichen Verlauf der Reihe des amtlichen Index der industriellen Nettoproduktion mittels gleitender Regressionen bei einem vorbestimmten Polynomgrad erfolgt, finden im vorliegenden Fall die Beurteilungs- bzw. Erwartungsreihen aus dem Konjunkturtest als erklärende Variablen im linearen Ansatz der gleitenden Regressionen Verwendung.

1) vgl. Anhang, S. 152

2) vgl. Anhang, S. 153

3.2.1. Beschreibung der Methode

Die Methode der gleitenden Regressionen basiert auf relativ kurzen Stützbereichen der vorzugebenden Länge l mit $l < T$, für die jeweils eine Kleinste-Quadrate-Schätzung durchgeführt wird. Aus der geschätzten linearen Regressionsfunktion eines Stützbereiches dieser Länge l erfolgt die Schätzung des Wertes der abhängigen Variablen Y für den letzten Zeitpunkt t innerhalb dieses Stützbereiches. Sie bildet gleichzeitig die Grundlage für eine Prognose von Y für Zeitpunkte $t+\varepsilon$ über den Endpunkt des Stützbereiches hinaus.

Einer Schätzung des Wertes der abhängigen Variablen Y für den Zeitpunkt t liegt folglich der Stützbereich der Länge l von $t-l+1$ bis t zugrunde. Mit jedem neu hinzukommenden Wertepaar bei der Einfachregression bzw. Wertetripel bei einem multiplen Ansatz mit drei Variablen verschiebt sich der Stützbereich bei Konstanthaltung seiner Länge auf der Zeitachse um einen Monat weiter nach rechts. Aus der geschätzten Regressionsfunktion dieses verschobenen Stützbereiches wird wiederum der Schätzwert von Y für den letzten Zeitpunkt innerhalb dieses Stützbereiches gewonnen.

Dieser Vorgang ist zur Schätzung aller späteren Y -Werte fortlaufend zu wiederholen. Bei Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen muß somit für jeden zu schätzenden Y -Wert im Monat t (Y_t) eine eigene Regressionsfunktion bestimmt werden.

Geht man von einem einfachen Regressionsmodell mit nur einer erklärenden Variablen X aus, so entspringt jeder Schätzwert Y_t aus einer linearen Schätzfunktion

mit dem Ansatz

$$\hat{Y}_i = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} X_{1t} \quad (3.2.1.-1)$$

mit $i = t-l+1, t-l+2, \dots, t$.

Im Falle eines multiplen Regressionsmodells mit den beiden unabhängigen Variablen X_1 und X_2 läßt sich der Schätzansatz in analoger Form darstellen¹⁾:

$$\hat{Y}_i = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} X_{1i} + \hat{\gamma}_{2t} X_{2i} \quad (3.2.1.-2)$$

wieder mit $i = t-l+1, t-l+2, \dots, t$.

Mit diesen gleitenden Regressionsansätzen kann gewährleistet werden, daß Änderungen in den Meldegewohnheiten der Unternehmer sukzessiv in der Schätzung bzw. Prognose Berücksichtigung finden. Wie rasch dieser Anpassungsprozeß der geschätzten Geraden an den Kurvenverlauf im Korrelationsdiagramm der Variablen vollzogen wird, hängt entscheidend von der Länge des gewählten Stützbereiches für die gleitenden Regressionen ab.

3.2.2. Die Länge des Stützbereiches

Je kürzer der Stützbereich für die zu schätzende Regressionsgerade gewählt wird, desto eher kann die generelle Annahme einer linearen Beziehung zwischen den Variablen im Stützbereich als annähernd erfüllt betrachtet werden und desto flexibler ist die Reaktionsweise der Schätzgeraden auf Veränderungen in der proportionalen Beziehung zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen. Der kürzeren Dauer dieses Anpassungs-

1) vgl. dazu die Bemerkungen in Fußnote 2, S. 46, die hier analog auch für die Regressionskoeffizienten gelten.

prozesses entsprechend wird das Ausmaß der Abweichungen zwischen den geschätzten Werten und den Werten der Referenzreihe in Phasen konjunkturbedingter Produktionschwankungen geringer sein, als wenn vergleichsweise mit längeren Stützbereichen gearbeitet wird. Andererseits aber bedeutet diese für konjunkturelle Extrema wünschenswert hohe Reagibilität auf Veränderungen der unternehmerischen Meldegewohnheiten, daß auch sonstige kurzfristige Unregelmäßigkeiten in den Daten der erklärenden Variablen stärker auf die Lage der Regressionsgeraden einwirken und damit die Schätzwerte bzw. die Prognosewerte für die glatte Komponente des Index in höherem Maße beeinflussen. Der Stützbereich wird folglich um so länger gewählt werden müssen, je größer der Anteil derartiger Schwankungen in den Reihen der Variablen ist.

Soweit saisonale Einflüsse in den Variablen mitwirken, die nicht mit Hilfe eines Saisonbereinigungsverfahrens eliminiert wurden, muß darüber hinaus darauf geachtet werden, daß der Stützbereich einen gesamten Saisonzyklus, also zwölf Monatswerte oder ein Mehrfaches davon umfaßt.

Analog zur Schätzung der glatten Komponente aus den Ursprungswerten einer Zeitreihe¹⁾ ist auch bei einer Schätzung der glatten Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion mit Hilfe von Konjunkturtest-Daten der Stützbereich für die Regressionsgerade so zu wählen, daß eine befriedigende Lösung zwischen einerseits einer hohen *Flexibilität* der Schätzgeraden im Bereich konjunktureller Schwankungen, andererseits aber einer *Stabilität* der Punktschätzwerte für t und spätere Zeitpunkte $t+\epsilon$ erzielt werden kann. In einigen Fällen mag es angeraten sein, von dem Vorgehen mit konstanten Stützbereichslängen abzugehen, sobald sich ein Abflachen der Produktionstätigkeit abzeichnet und kürzere Stützbereiche als Grundlage für die lineare Regressionschätzung zu verwenden.

1) vgl. Abschnitt 2.3.2.3., S. 38 ff.

3.2.3. Richtung und Ausmaß der Schätz- und Prognosefehler

3.2.3.1. Fehler bei der linearen Regressionsschätzung

Die Schätzwerte für die glatte Komponente des Index $\hat{G}_t^{(A)}$ aus einer linearen Regressionsschätzung werden immer dann überhöht sein, wenn das betreffende Wertepaar $(B_{3t}; G_t^{(A)})$ im gemeinsamen Korrelationsdiagramm unterhalb der geschätzten Regressionsgeraden liegt. Sie werden immer dann unterschätzt sein, wenn die Gerade unterhalb des Punktes $(B_{3t}; G_t^{(A)})$ im Korrelationsdiagramm verläuft. Dies gilt sowohl bei Durchführung einer Durchschnittsregression, welcher der gesamte Beobachtungszeitraum $t = 1, 2, \dots, T$ als Stützbereich für die Gerade zugrunde gelegt wird, als auch bei Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen, für die jeweils nur der beobachtete Teilabschnitt von $t-l+1$ bis t mit $l < T$ bei der Schätzung des Wertes der glatten Komponente des Index zum Zeitpunkt t maßgebend ist. Die Höhe der Über- bzw. Unterschätzung hängt von dem vertikalen Abstand des Wertepaares von der geschätzten Regressionsgeraden ab. Die Größe des Schätzfehlers wird durch den Differenzbetrag zwischen dem geschätzten Wert und dem Wert der Referenzreihe für die glatte Komponente des Index $|\hat{G}_t^{(A)} - G_t^{(A)}|$ angegeben.

3.2.3.2. Fehler bei der Prognose der glatten Komponente des Index

In analoger Weise läßt sich die Richtung des Fehlers bei der Prognose der glatten Komponente des Index absehen. Eine Differenzierung der Aussage wird möglich, wenn man vereinfachend eine Verschiebung der Ursprungskoordinaten in den Schätzpunkt auf der Regressionsgeraden vornimmt. Betrachtet man eine Schätzung zum Zeitpunkt t_0 , so liegt nach durchgeführter Koordinatentransformation der Nullpunkt des neuen Koordinatensystems K' in $(B_{3t_0}; \hat{G}_{t_0}^{(A)})$.

Geht man den vorliegenden Gegebenheiten entsprechend von einer grundsätzlich gleichgerichteten Entwicklung der Variablen in der Zeit, d.h. von einer positiven Korrelation aus, so lassen sich bei einer zunächst steigenden Produktionsentwicklung anhand von Schema 2¹⁾ folgende drei Fälle unterscheiden :

- a) Beide Variablen besitzen im Zeitpunkt t_0 ein gemeinsames Maximum.

Die rückläufige Entwicklung beider Reihen setzt somit im Zeitpunkt t_0 ein, d.h. die gemeinsame Punktefolge im Korrelationsdiagramm verläuft auch nach t_0 im III. Quadranten des Koordinatensystems K' . Von dem Fall einer über den gesamten Beobachtungszeitraum konstanten proportionalen Beziehung zwischen den Variablen abgesehen, kann sich für den zum Zeitpunkt t_0+1 prognostizierten Wert der glatten Komponente des Index sowohl eine Unterschätzung als auch eine Überschätzung ergeben, je nachdem, ob die Reihe der Beurteilungssalden - exakt eigentlich die aufgrund der Erwartungen für den Zeitraum nach t_0 ermittelten Werte der Beurteilungssalden - schneller oder langsamer gegenüber der glatten Komponente des Index abfällt als sie vor t_0 gestiegen ist. Diese Unterschätzung bzw. Überschätzung des Prognosewertes wird dabei um so größer sein,

- a₁) je steiler die aufgrund des Stützbereiches t_0-l+1 bis t_0 geschätzte Regressionsgerade durch den Punkt $(B_{3t_0}; \hat{G}_{t_0}^{(A)})$ verläuft, d.h. je größer der

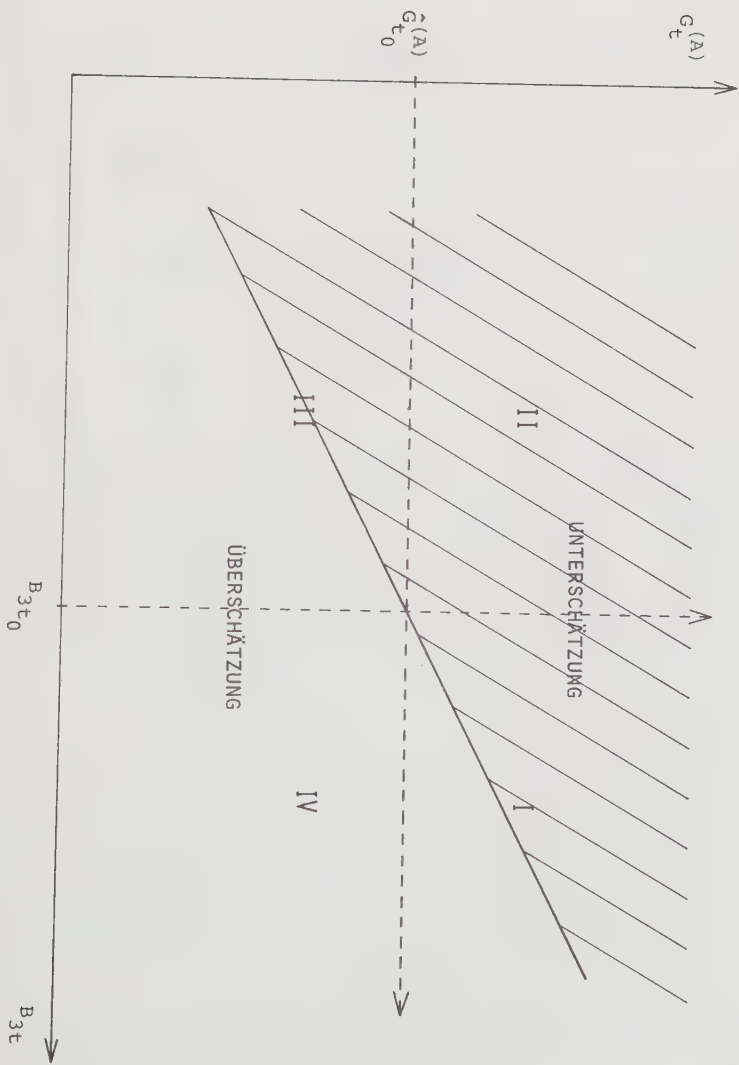
$$\text{Steigungskoeffizient} = \frac{d \hat{G}_{t_0}^{(A)}}{d B_{3t_0}} \quad 2)$$

1) vgl. S. 73

2) Der Steigungskoeffizient $\frac{d \hat{G}_{t_0}^{(A)}}{d B_{3t_0}}$ bezieht sich jeweils

auf die geschätzte Regressionsgerade, deren Stützbereich mit dem indizierten Zeitpunkt endet. Vgl. dazu Abschnitt 3.2.1., S. 68 ff.

Schema 2 :



- a₂) je größer - absolut betrachtet - die Abweichung in t_0+1 von der geschätzten proportionalen Beziehung im Zeitraum t_0-l+1 bis t_0 ist, d.h. je größer

$$\left| \frac{\hat{G}_{t_0}^{(A)} - G_{t_0+1}^{(A)}}{B_{3t_0} - B_{3(t_0+1)}} - \frac{d \hat{G}_{t_0}^{(A)}}{d B_{3t_0}} \right|$$

- a₃) je steiler die für t_0+1 aufgrund der Erwartungen prognostizierte Saldenreihe der Beurteilungen im Zeitdiagramm nach t_0 abfällt, d.h. je größer $B_{3t_0} - \tilde{B}_{3(t_0+1)}$.

Unabhängig davon, ob die Differenz zwischen dem prognostizierten und dem zu prognostizierenden Wert der glatten Komponente des Index positiv oder negativ ist, wird $\tilde{G}_{t_0+1}^{(A)}$ kleiner sein als $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$ und somit die veränderte Entwicklungsrichtung anhand des Verlaufes der geschätzten bzw. prognostizierten Werte im Zeitpunkt t_0+1 erkannt werden können. Wird die Richtung der Produktionsentwicklung jedoch im Vergleich mit dem Wert der Referenzreihe in t_0 selbst beurteilt und ist $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$ nicht gleich $G_{t_0}^{(A)}$, so hängt die Möglichkeit, das Maximum zu erkennen, entscheidend davon ab, ob $G_{t_0}^{(A)}$ größer oder kleiner ist als $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$. Wird nämlich $G_{t_0}^{(A)}$ bereits durch die geschätzte Regressionsfunktion überschätzt, ist also $G_{t_0}^{(A)}$ kleiner $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$, so wird auch $\tilde{G}_{t_0+1}^{(A)}$ nur dann kleiner als $G_{t_0}^{(A)}$ sein können, wenn der Steigungskoeffizient der geschätzten Regressionsgeraden größer ist als der Quotient aus dem Betrag der Überschätzung von $G_{t_0}^{(A)}$ und dem Betrag, um den der für t_0+1 prognostizierte Saldo der Beurteilungen gegenüber dem Saldo der Beurteilungen in t_0 gefallen ist d.h. wenn

$$\frac{d \hat{G}_{t_0}^{(A)}}{d B_{3t_0}} > \frac{\hat{G}_{t_0+1}^{(A)} - G_{t_0}^{(A)}}{B_{3t_0} - B_{3(t_0+1)}}.$$

Von einem gemeinsamen Maximum in t_0 kann nicht mehr gesprochen werden, wenn nur eine der beiden Variablen eine rückläufige Entwicklung zeigt, während die andere auf ihrem zum Zeitpunkt t_0 erreichten Niveau stagniert. In beiden Grenzfällen hängt die Größe des Schätzfehlers allein davon ab, in welchem Ausmaß die jeweils nicht stagnierende Variable gefallen ist.

- b) Im Zeitpunkt t_0 liegt ein Maximum vor mit einem time-lag bzw. einem time-lead der erklärenden Variablen.

Besitzt die glatte Komponente im Zeitpunkt t_0 ein Maximum, während die Reihe der KT-Beurteilungssalden erst mit einer zeitlichen Differenz dieser Entwicklung folgt, so verläuft unter der Voraussetzung einer entsprechenden Prognose für $B_3(t_0+1)$ die gemeinsame Punktefolge - wie anhand der Korrelationsdiagramme bereits erläutert - nach t_0 zunächst im IV. Quadranten des Koordinatensystems K' . Dadurch wird nicht nur eine Überschätzung des Wertes der glatten Komponente des Index veranlaßt, sondern $\hat{G}_{t_0+1}^{(A)}$ liegt auch in jedem Fall über $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$ und $G_{t_0+1}^{(A)}$. Somit könnte das Maximum nur dann als solches im Zeitpunkt t_0 erkannt werden, wenn zufällig auch $G_{t_0}^{(A)}$ unterschätzt wäre und das Ausmaß dieser Unterschätzung größer ist als das Produkt aus dem Steigungskoeffizient der geschätzten Regressionsgeraden mit t_0 als letztem Zeitpunkt im Stützbereich und der Differenz zwischen dem Beurteilungssaldo in t_0 und dem für den Zeitpunkt t_0+1 prognostizierten Wert des Beurteilungssaldos:

$$G_{t_0}^{(A)} - \hat{G}_{t_0}^{(A)} > \frac{d \hat{G}_{t_0}^{(A)}}{d B_{3t_0}} (\hat{B}_{3(t_0+1)} - B_{3t_0})$$

Besitzt die Saldenreihe der KT-Beurteilungen dagegen einen zeitlichen Vorlauf gegenüber der glatten Komponente des Index, so liegt das Wertepaar $(\hat{B}_{3(t_0+1)}; G_{t_0+1}^{(A)})$ im

II. Quadranten des Koordinatensystems K' und der unterschätzte Wert für $G_{t_0+1}^{(A)}$ ist kleiner als $\hat{G}_{t_0}^{(A)}$. Überlegungen bezüglich der Prognose des Maximums der glatten Komponente des Index zu dem verfrühten Zeitpunkt t_0 lassen sich in Analogie zu dem unter a) dargestellten Fall durchführen.

Sowohl bei Vorliegen eines time-lag als auch bei vorhandenem time-lead ist das Ausmaß der Schätzfehler wieder um so größer,

$$b_1) \text{ je größer } \frac{\hat{G}_{t_0}^{(A)}}{\bar{B}_{3t_0}}$$

$b_2)$ je weniger der Saldo der KT-Beurteilungen gegenüber der fallenden (steigenden) glatten Komponente des Index nach t_0 ansteigt (abfällt), d.h. je größer

$$-\frac{(\hat{G}_{t_0} - G_{t_0+1})}{(B_{3t_0} - B_{3t_0+1})}$$

$$b_3) \text{ je größer } B_{3t_0} - B_{3(t_0+1)}^x \cdot$$

Neben den beiden bereits unter a) erwähnten Grenzsituationen sind hier zwei weitere Grenzfälle anzuführen. Einmal kann die Saldenreihe der Beurteilungen weiter ansteigen, während die glatte Komponente des Index das in t_0 erreichte Niveau beibehält, und zum anderen ist es möglich, daß die glatte Komponente des Index weiterhin eine steigende Entwicklung anzeigt, während die Beurteilungssalden auf dem Niveau von t_0 stagnieren. Im letzteren Falle wird sich dieses Stagnieren auch in den Schätzwerten für die glatte Komponente des Index wieder spiegeln.

c) Zum Zeitpunkt t_0 zeigt sich lediglich eine Veränderung in der Proportion des Anstiegs beider Variablen.

Die zuletzt erwähnten Fälle stellen zugleich Grenzsituationen dafür dar, daß die Punktefolge im gemeinsamen Korrelationsdiagramm nach dem Zeitpunkt t_0 im

I. Quadranten des Koordinatensystems K' verläuft. Beide Variablen behalten somit auch nach t_0 die aufsteigende Entwicklung bei und lediglich das Anstiegsverhältnis der beiden Variablen zueinander kann einer Veränderung unterliegen. Die Höhe der Über- bzw. Unterschätzung hängt in gleicher Weise wie unter a) dargestellt von der Steigung der Regressionsgeraden, dem Ausmaß der tatsächlichen Veränderung der proportionalen Beziehung in t_0 und dem Anstieg des für t_0+1 prognostizierten Wertes der Beurteilungssalden im Zeitdiagramm ab.

In Analogie zu der von einem Produktionszuwachs ausgehenden Unterscheidung der Fälle a, b und c lassen sich ähnliche Überlegungen auch für eine zunächst fallende Produktionsentwicklung darlegen.

Auch in Situationen, in denen es möglich ist, die Tendenzwende im Zeitpunkt t_0 zu erkennen, reicht es jedoch nicht aus, wenn lediglich der Schätzwert für die glatte Komponente im Zeitpunkt t_0+1 die veränderte Produktionsrichtung anzeigt. Aufgrund der Flexibilität der geschätzten Geraden bei Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen kann das Ausmaß der Schätzfehler in den prognostizierten Werten erheblich verringert werden. Ohne genaue Kenntnis der Datenkonstellation läßt sich jedoch keine vergleichende Aussage über die Lage der unter- oder überschätzenden Prognosewerte für die Referenzreihe aus zwei aufeinanderfolgenden Regressionen treffen. Wegen der veränderten Meldegepflogenheiten der Unternehmer gerade in Phasen einer wirtschaftlichen Unsicherheit können im Bereich der Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung die Steigungskoeffizienten und damit auch die Absolutglieder zweier aufeinanderfolgender Regressionen erheblich differieren und einen raschen Wechsel zwischen Über- und Unterschätzungen der Prognosewerte für die glatte Komponente des Index bewirken. Dies trifft umso mehr zu, je größer die zeitliche Differenz ist, mit der beide Variablen ihr Extremum erreichen, je deutlicher ihre Entwicklung nach t_0 von der vor t_0 bestehenden Beziehung ab-

weicht und je ausgeprägter das Extremum in beiden Zeitreihen ist, weil damit auch die Möglichkeit wächst, daß ein positiver Steigungskoeffizient von einem negativen abgelöst wird.

3.3. Verwendung unsaldierter Daten für die Schätzung und Prognose

Eine Betrachtung der unsaldierten Reihen der KT-Beurteilungen und KT-Erwartungen mußte bei den bisherigen Überlegungen unberücksichtigt bleiben, da sowohl die Reihen für eine steigende Produktionsentwicklung als auch die Reihen für eine fallende Produktionsentwicklung durch die Kumulierung der monatlichen Meldungen ex definitione nur eine ansteigende, bestenfalls - wenn die monatlichen Zuwächse gleich Null sind - eine stagnierende Entwicklung im Zeitablauf aufweisen können. Die betrachteten Maxima und Minima in den *Saldenreihen* der KT-Meldungen konnten erst durch die Saldierung der kumulierten "Minus-Meldungen", die jeweils mit einer beginnenden Rezession ziemlich rasch anwachsen, und der kumulierten "Plus-Meldungen", deren Anstieg sich in der Phase einer wirtschaftlichen Depression vergleichsweise schwächer vermindert, zustande kommen.

Bei einer Analyse der unsaldierten Reihen fällt auf, daß sie nur in seltenen Ausnahmefällen keine Zuwachsraten verzeichnen und auf dem Niveau vom Vormonat stagnieren. Dies bedeutet, daß selbst in der Phase der Hochkonjunktur einige Unternehmer sowohl eine fallende Produktionsentwicklung gegenüber dem Vormonat melden als auch eine sinkende Produktionstätigkeit für die nächsten drei Monate erwarten. Entsprechend gibt es in der Phase einer wirtschaftlichen Depression immer Unternehmer, die eine Produktionssteigerung gegenüber dem Vormonat melden und eine ebensolche für die folgenden Monate erwarten. Diese Beobachtung läßt das häufig gegen die Quantifizierung

angeführte Argument in den Hintergrund treten, daß wegen der systembedingten Begrenzung der KT-Meldungen auf 100 Prozent die Quantifizierung gerade in Phasen einer ausgeprägten Hochkonjunktur bzw. Depression völlig versagen müsse¹⁾.

Korrelationsdiagramme, die dem multiplen Ansatz entsprechen, wären als dreidimensionale Darstellungen anzufertigen. Diese sind jedoch schwer überschaubar und zur exakten Analysierung daher nicht geeignet. Grundsätzlich aber behalten die in Abschnitt 3.2.3. dargelegten Überlegungen in entsprechender Form auch im Dreidimensionalen ihre Gültigkeit. Die im zweidimensionalen Fall zu schätzende Regressionsgerade wäre dementsprechend durch eine Regressionsebene zu ersetzen, bezüglich deren Lage und Neigung sich analoge Aussagen formulieren lassen.

Neben der anhand des einfachen Schätzansatzes mit einer erklärenden Variablen beschriebenen Möglichkeit, eine Schätzung mit inversem Vorzeichen des bzw. der Regressionskoeffizienten zu erhalten, tritt bei dem multiplen Regressionsansatz ein zweiter Verursachungskomplex hinzu, die *Kollinearität* der erklärenden Variablen. Sie ist insbesondere wegen der hohen Trendabhängigkeit²⁾ der kumulierten KT-Reihen von Bedeutung.

Der Einfluß dieser Korrelation der erklärenden Variablen auf die Ergebnisse einer Schätzung bzw. Prognose muß jedoch keineswegs negativ zu beurteilen sein.

"Auch bei hohem Grad von Multikollinearität kann (und wird sogar häufig) die Güte der Anpassung der Regression, gemessen an R^2 oder $\bar{R}^2$, ausgezeichnet sein. Die Regression kann damit, wenn die gleiche Art von Multi-

1) vgl. Pfanzagl, J.: "Zur Methodik des Konjunkturtestverfahrens", a.a.O., S. 168

2) vgl. Schneeweiß, H.: a.a.O., S. 143

kollinearität weiterbesteht, für die Berechnung von Prognoseschätzwerten durchaus geeignet sein, selbst wenn die einzelnen empirischen Regressionskoeffizienten ökonomisch unsinnige Werte haben."¹⁾

3.4. Beurteilungskriterien für Anpassungen an die Referenzreihe

In der gleichen Weise, wie in Abschnitt 3.1.1., liefert das Ausmaß der zeitlichen Verschiebungen der geschätzten bzw. prognostizierten Reihen gegenüber der Referenzreihe an den Maxima und Minima ein Kriterium zur Beurteilung der Güte einer Schätzung bzw. Prognose der glatten Komponente des Index.

Grundsätzlich lassen die einfachen Regressionsansätze mit dem Saldo der KT-Reihen keine in dieser Hinsicht günstiger zu beurteilenden Ergebnisse erwarten, als der Vergleich zwischen den Ausgangsreihen gezeigt hat. Mögliche Verschiebungen resultieren lediglich aus der Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen und sind abhängig von der gewählten Länge des Stützbereiches.

Es ergeben sich teilweise andere Zeitpunkte für die Extrema, wenn die Regressionschätzung mit dem multiplen Ansatz der unsaldierten KT-Reihen durchgeführt wird.

Um aus verschiedenen Schätzansätzen die "best fitted line" auszuwählen, muß die Güte der Anpassung der geschätzten bzw. prognostizierten Reihe an die Referenzreihe über den gesamten Untersuchungszeitraum beurteilt werden. Als Maßziffer für einen Vergleich der Güte zwei verschiedener Regressionsansätze bietet sich die durchschnittliche Summe der Abweichungsquadrate²⁾ MESS³⁾ der

1) Schönfeld, P.: a.a.O., S. 80

2) vgl. dazu Huang, D.S.: a.a.O., S. 36 f.

3) MESS bedeutet die Abkürzung von "mean error sum of square".

Schätzwerte bzw. Prognoseschätzwerte von den Ausgangswerten an. Für Schätzungen bzw. Prognosen der glatten Komponente des Index berechnet sie sich nach

$$\text{MESS} = \frac{1}{n} \sum_{t=t_1}^T \left[\hat{G}_t^{(A)} - G_t^{(A)} \right]^2 \quad (3.4.-1)$$

$$\text{bzw.} \quad = \frac{1}{m} \sum_{t=t_1}^{T-\varepsilon} \left[\tilde{G}_{t+\varepsilon}^{(A)} - G_{t+\varepsilon}^{(A)} \right]^2 \quad (3.4.-2)$$

wobei $n(m)$ die Anzahl der geschätzten (prognostizierten) Werte für die glatte Komponente des Index, für die auch Werte der Referenzreihe vorliegen, t_1 den Zeitpunkt, in welchem ein erster (Prognose-)Schätzwert berechnet wurde, und ε die Länge des Prognoseintervalls angibt. Bei Anwendung einer Durchschnittsregression mit $\ell=T$ ist ebenfalls $n=T$, d.h. $t_1=1$; wird jedoch mit der Methode der gleitenden Regressionen und einem Stützbereich der Länge $\ell < T$ gearbeitet, so wird ein erster Schätzwert für den Stützbereichsendpunkt der ersten durchgeführten Teil-Regression ($t_1=\ell$) berechnet. Am Anfang der Schätzreihe gehen somit $(\ell-1)$ Werte verloren und es ist $n = T-\ell+1$. Analog gilt für m :

$$m = T-(\ell+\varepsilon)+1.$$

Der Standardschätzfehler $SEE^{1)}$ berechnet sich als Wurzel aus der mittleren quadratischen Fehlersumme MESS.

Die Berechnung des Bestimmtheitsmaßes R^2 bzw. des Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson R , setzt eine (lineare) Regressionsschätzung über *alle* Werte des Untersuchungszeitraumes voraus²⁾. Bei Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen können folglich weder R noch R^2 als Maß zur Beurteilung der Güte einer Schätzung bzw. Prognose

1) SEE ist die Abkürzung für "standard error of estimate".

2) Diese Voraussetzung zur Berechnung von R^2 bzw. R ist lediglich bezüglich der einzelnen Teilregressionen erfüllt.

für die *gesamte* Reihe herangezogen werden. R^2 bzw. R lassen sich jedoch zwischen den Werten der Referenzreihe und den Schätz- bzw. Prognoseschätzwerten für die glatte Komponente des Index berechnen. Wegen der hohen Trendabhängigkeit der Reihen werden die Bestimmtheitsmaße bzw. Korrelationskoeffizienten sehr hoch ausfallen. Unterschiede zwischen den Ergebnissen aus verschiedenen Schätzansätzen können in diesem Fall erst einige Stellen nach dem Komma festgestellt werden. Im Hinblick darauf besitzen sowohl die Werte für MESS als auch für SEE wesentlich größere Aussagefähigkeit und werden daher im empirischen Teil dieser Arbeit hauptsächlich zur Beurteilung der Güte der Anpassung herangezogen werden.

4. Schätzansätze und Ergebnisse der empirischen Untersuchung¹⁾

Im Rahmen der empirischen Überprüfung der Aussagefähigkeit von Tendenzangaben aus dem Konjunkturtest für die quantitativen Daten der amtlichen Produktionsstatistik kann auf **zweifache Weise** vorgegangen werden.

Versucht man die Referenzreihe aufgrund der KT-Beurteilungsmeldungen zu schätzen, so müssen zum Zwecke einer Prognose die Beurteilungsreihen aufgrund der Unternehmer-Erwartungen verlängert werden. Es kann jedoch auch direkt von den Reihen der KT-Erwartungen ausgegangen und die Schätzung sowie Prognose auf dieser Grundlage erreicht werden.

1) Aus Gründen der leichteren Überschaubarkeit werden nicht alle in diesem Abschnitt formulierten Schätzansätze für alle ausgewählten Industriebereiche dargestellt. Ein Vergleich der Güte der Ergebnisse aus den einzelnen Ansätzen wird in erster Linie anhand der Hauptgruppe *Investitionsgüterindustrien* durchgeführt. Nur die Ergebnisse der jeweils besten Schätzungen und Prognosen werden auch für die übrigen ausgewählten Industriebereiche dargelegt.

Bei den nachfolgenden empirischen Untersuchungen werden teilweise gegenüberstellend beide Wege beschritten. Daher müssen zunächst die Möglichkeiten für eine Schätzung und Prognose der *KT-Beurteilungen* aufgrund der *KT-Erwartungen* geprüft werden

4.1. Schätzung und Prognose der Produktions-Beurteilungsreihen mit Hilfe der Produktions-Erwartungsreihen des Konjunkturtests

Der Wahl des Schätzansatzes entsprechend - einfach oder multipel - sind entweder die Saldenreihe der Beurteilungen (B_3) oder aber die beiden unsaldierten *KT-Beurteilungsreihen* (B_1 und B_2) getrennt zu schätzen und für nach dem gegenwärtigen Zeitpunkt t liegende Monate zu prognostizieren.

4.1.1. Schätzung und Prognose der Beurteilungssalden

Die Schätzung bzw. Prognose des Saldos der *KT-Beurteilungen* kann sowohl aufgrund der *saldierten* Erwartungsmeldungen des Konjunkturtests als auch unter getrennter Berücksichtigung der Meldungen für eine *positive* sowie *negative* Produktionserwartung vorgenommen werden. In beiden Fällen sind die Ansätze mit einer unterstellten Reichweite der Produktionserwartungen von einem bis zu drei Monaten ($\lambda = 1, 2, 3$) zu überprüfen. Die Ergebnisse werden im folgenden für die Hauptgruppe der Investitionsgüterindustrien gegenübergestellt.

4.1.1.1. Ergebnisse aus dem einfachen Regressionsansatz mit dem Saldo der Erwartungen

Die Schätzung der Beurteilungssalden aufgrund der Erwartungssalden wurde analog (3.2.1.-1) mit gleitenden Regressionen und einer Stützbereichslänge von 12 Monatswerten ($l=12$) nach dem Ansatz

$$\hat{B}_{3i} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{3t} E_{3(i-\lambda)}$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ und $t = \lambda+\lambda, \lambda+\lambda+1, \dots, T$ durchgeführt.

Geht man von einem Erwartungshorizont der Unternehmer von einem Monat ($\lambda=1$) aus, so lassen sich für den Beobachtungszeitraum Januar 1963 bis September 1973 insgesamt $n = 117$ ¹⁾ Schätzwerte für die Beurteilungssalden (B_{3t}) der Monate Januar 1964 bis September 1973 ($t=13,14,\dots,129$) jeweils aus einer eigenen Regressionsschätzung mit dem Ansatz

$$\hat{B}_{3i} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{3t} E_{3(i-1)} \quad (4.1.1.1.-1)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ ermitteln.

Diese Ergebnisse sind für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 30²⁾ dargestellt. Die durchschnittliche quadratische Fehlersumme wurde mit $MESS = 65,03$, das entspricht einem Standardschätzfehler von $SEE = 8,06$, berechnet³⁾.

Im Vergleich dazu ist der Wert für $MESS = 135,83$ ($SEE = 11,65$) für die Schätzergebnisse $\hat{B}_{3t}$ aus dem gleitenden Regressionsansatz

$$\hat{B}_{3i} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{3t} E_{3(i-2)} \quad (4.1.1.1.-2)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$, bei dem - unabhängig von dem Verhalten an den Extrema - ein zeitlicher Verlauf der Erwartungen gegenüber den Beurteilungen von zwei Monaten ($\lambda=2$) unterstellt wurde, annähernd doppelt so hoch. Die aus diesem Ansatz geschätzten Werte der Beurteilungssalden ($n = 116$) sind für den Zeitraum Februar 1964 bis September 1973 ($t = 14, 15, \dots, 129$) in Abb. 31⁴⁾ veranschaulicht. Im Vergleich zum Ansatz (4.1.1.1.-1) geht

1) n berechnet sich nach $T - t_1 + 1 = T - (\lambda+\lambda) + 1$

2) vgl. Anhang, S. 163

3) Die Berechnung erfolgte analog (3.4.-1); die Werte wurden jeweils auf zwei Dezimalstellen gerundet.

4) vgl. Anhang, S. 164

hier aufgrund der zeitlichen Verschiebung der Reihe der Erwartungssalden gegenüber der Reihe der Beurteilungssalden um einen weiteren Monat zusätzlich ein Monatswert am Beginn der Schätzreihe verloren.

Tabelle 9 verdeutlicht, daß die Ergebnisse aus dem Schätzansatz (4.1.1.1.-1) auch bezüglich der zeitlichen Treffsicherheit an den Maxima und Minima dem Ansatz (4.1.1.1.-2) leicht überlegen sind.

Tabelle 9: Vergleich der Schätzungen für den Saldo der Beurteilungen B_{3t} aus den einfachen Ansätzen (4.1.1.1.-1) und (4.1.1.1.-2) gegenüber der Referenzreihe für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	n	MESS	Zeitpunkt des			
			Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970	Minimums 1972
B_{3t}	-	-	Mai	Aug.	Okt./Nov.	Juli
$\hat{B}_{3t}$ aus (4.1.1.1.-1)	117	65,03	Juni/Juli	Juli/Aug.	Juli/Okt. Nov.	Juli
$\hat{B}_{3t}$ aus (4.1.1.1.-2)	116	135,83	Juli	Aug.	Juli/Nov.	Feb.

Da die Schätzergebnisse $\hat{B}_{3t}$ aus dem Ansatz

$$\hat{B}_{3i} = \hat{a}_{0t} + \hat{a}_{3t} E_{3(i-3)} \quad (4.1.1.1.-3)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$, bei dem ein Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen von drei Monaten ($\lambda=3$) unterstellt wird, gegenüber den Ergebnissen aus (4.1.1.1.-1) mit $\lambda=1$ bedeutend ungünstiger ausfallen als die aus Ansatz (4.1.1.1.-2) mit $\lambda=2$, soll auf eine Darstellung hier verzichtet werden. Entsprechend der Beurteilung der verschiedenen Schätzkurven ist zu erwarten, daß ebenfalls die prognostizierten Werte für die Beurteilungssalden aus dem Schätzansatz (4.1.1.1.-1) besser sein werden als die aus Ansatz (4.1.1.1.-2). Letzterer erlaubt vom jeweiligen Schätzzeitpunkt t aus nicht nur aufgrund der Erwartungssalden des Monats $t-1$ eine Prognose für

$t+1$, also einen Monat im voraus ($\epsilon=1$), sondern ermöglicht aufgrund der im Monat t gemeldeten Erwartungssalden ebenfalls eine Prognose der Beurteilungssalden für den Monat $t+2$ ($\epsilon=2$). Unabhängig von der Richtigkeit des unterstellten Bezugsintervalls werden die Prognoseschätzfehler um so größer sein, je weiter die Prognose in die Zukunft reicht, d.h. je weiter der Prognosezeitpunkt von dem zugrundeliegenden Stützbereichsendpunkt t entfernt liegt bzw. je größer .

Ein Vergleich der Prognoseergebnisse aus den beiden Schätzansätzen (4.1.1.1.-1) mit $\lambda=1$ und (4.1.1.1.-2) mit $\lambda=1,2$, die in den Abb. 32,33 und 34¹⁾ dargestellt sind, kann anhand von Tabelle 10 erläutert werden.

Tabelle 10: Vergleich der 1- und 2-Monatsprognosen ($\epsilon = 1,2$) für den Saldo der Beurteilungen B_{3t} aus den einfachen Ansätzen (4.1.1.1.-1) und (4.1.1.1.-2) gegenüber der Referenzreihe für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	m	MESS	Zeitpunkt des			
			Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970	Minimums 1972
B_{3t}	-	-	Mai	Aug.	Okt./Nov.	Juli
$\hat{B}_{3(t+1)}$ aus (4.1.1.1.-1)	116	154,32	Juli/Aug.	Juli	Aug.	Feb.
$\hat{B}_{3(t+1)}$	115	326,95	Juli	Aug.	Aug.	Feb.
$\hat{B}_{3(t+2)}$ aus (4.1.1.1.-2)	114	640,71	Aug.	Aug.	Sept.	Feb.

Im Hinblick auf die Treffsicherheit an den Extrema lassen sich kaum Unterschiede zwischen den prognostizierten Reihen feststellen. Die bessere Anpassung der 1-Monatsprognose aus dem Ansatz (4.1.1.1.-1) an die Referenzreihe in Abb. 32 im Vergleich zur 1-Monatsprognose aus (4.1.1.1.-2) in Abb. 33 wird durch die Werte für MESS bestätigt. Infol-

1) vgl. Anhang, S. 165 - 167

gedessen ist auch die 2-Monatsprognose aus dem Ansatz (4.1.1.1.-2)¹⁾ im Vergleich zu beiden genannten 1-Monatsprognosen bedeutend ungünstiger zu beurteilen.

Während die mittlere quadratische Fehlersumme für die Prognoseschätzwerte aus dem Ansatz (4.1.1.1.-1) aus insgesamt $m=116$ Monatswerten - d.h. um einen weniger als Schätzwerte ($n=117$) ermittelt wurden, da für $t+1$ kein Wert der KT-Beurteilungssalden mehr vorlag - berechnet wurde, konnten zur Berechnung von MESS für die prognostizierten Werte aus (4.1.1.1.-2) nur noch 115 (bei $\varepsilon = 1$) bzw. 114 (bei $\varepsilon = 2$) Monatswerte zugrunde liegen²⁾.

4.1.1.2. Ergebnisse aus dem multiplen Regressionsansatz mit den unsaldierten Erwartungsmeldungen

Beide Schätzungen der Beurteilungssalden aufgrund des multiplen Ansatzes für die gleitenden 12-Monatsregressionen analog (3.2.1.-2) einmal mit einem Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen von einem Monat

$$\hat{B}_{3i} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\alpha}_{2t} E_2(i-1) \quad (4.1.1.2.-1)$$

und zum anderen mit einer unterstellten Reichweite der Erwartungsmeldungen von zwei Monaten

$$\hat{B}_{3i} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t} E_1(i-2) + \hat{\alpha}_{2t} E_2(i-2) \quad (4.1.1.2.-2)$$

wobei in beiden Fällen wieder gilt: $i=t-11, t-10, \dots, t$, sind den aufgrund der Saldenreihe der Erwartungen geschätzten Ergebnissen bezüglich des Wertes von MESS überlegen. Wie Abb. 35 und Abb. 36³⁾ veranschaulichen passen sich die beiden geschätzten Kurven erheblich besser an die Ausgangsreihe der Beurteilungssalden an

1) vgl. Abb. 34 im Anhang, S. 167

2) m berechnet sich aus $T - (t_1 + \varepsilon) + 1 = T - [(l + \lambda) + \varepsilon] + 1$

3) vgl. Anhang, S. 168 und S. 169

als dies vergleichsweise in den Abb. 30 und 31 der Fall war. Für die Schätzergebnisse aus dem Ansatz (4.1.1.2.-1) berechnete sich ein $MESS = 24,87$ ($R^2_{B, \hat{B}_t} = 0,99936$) gegenüber $MESS = 44,87$ für die Ergebnisse aus (4.1.1.2.-2), d.h. auch beim multiplen Ansatz ergeben sich insgesamt deutlich geringere Schätzfehler, wenn mit einem Erwartungshorizont der Unternehmer von einem Monat gearbeitet wird. Bezüglich der Zeitpunkte für die geschätzten Extrema der Reihe der Beurteilungssalden sind zwar Verschiebungen, jedoch nicht durchwegs Verbesserungen gegenüber den Schätzungen mit dem einfachen Regressionsansatz festzustellen.

Tabelle 11: Vergleich der Schätzungen für den Saldo der Beurteilungen B_{3t} aus den multiplen Ansätzen (4.1.1.2.-1) und (4.1.1.2.-2) gegenüber der Referenzreihe für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	MESS	Zeitpunkt des			
		Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970	Minimums 1972
B_{3t}	-	Mai	Aug.	Okt./Nov.	Juli
$\hat{B}_{3t}$ aus (4.1.1.2.-1)	24,87	Juni	Aug.	Juni	Aug.
$\tilde{B}_{3t}$ aus (4.1.1.2.-2)	44,87	Juni	Aug.	Juni	April

Während mit dem multiplen Ansätzen der time-lag der Schätzkurven am Maximum 1966 um einen Monat verringert werden konnte, verschob sich das Maximum des Jahres 1970 in den Ergebnissen aus beiden Ansätzen eindeutig in den Juni 1970. Für das Minimum 1972 zeigt die Schätzung aufgrund des einmonatigen Bezugsintervalls der Erwartungen eine Verschlechterung, die Schätzung aufgrund des zweimonatigen Bezugsintervalls jedoch eine Verbesserung gegenüber den Schätzergebnissen aus dem vorhergehenden Abschnitt¹⁾.

1) vgl. Tabelle 9, S. 85

Die Prognoseschätzwerte aus den beiden multiplen Ansätzen (4.1.1.2.-1) und (4.1.1.2.-2) sind sowohl für $\epsilon=1$ als auch für $\epsilon=2$ den prognostizierten Reihen aus den entsprechenden einfachen Regressionsansätzen, gemessen an der mittleren quadratischen Fehlersumme, überlegen. Die Ergebnisse der 1-Monatsprognose aus dem Ansatz (4.1.1.2.-1) sind wieder für den Zeitraum Februar 1964 bis Oktober 1973 ($t=14,15,\dots,130$) in Abb. 37, die aus dem Ansatz (4.1.1.2.-2) in Abb. 38 sowie die 2-Monatsprognose aus (4.1.1.2.-2) für $t=15,16,\dots,131$ in Abb. 39 veranschaulicht¹⁾.

Tabelle 12: Vergleich der 1- und 2-Monatsprognosen ($\epsilon=1,2$) für den Saldo der Beurteilungen B_{3t} aus den Ansätzen (4.1.1.2.-1) und (4.1.1.2.-2) gegenüber der Referenzreihe für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	m	MESS	Zeitpunkt des			
			Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970	Minimums 1972
B_{3t}	-	-	Mai	Aug.	Okt. Nov.	Juli
$B_{3(t+1)}$ aus (4.1.1.2.-1)	116	97,08	Juni Juli	Juli	Juli	Nov.
$B_{3(t+1)}$ aus (4.1.1.2.-2)	115	193,87	(Juni) ²⁾	Aug. Sept.	Juli	Feb.
$B_{3(t+2)}$ aus (4.1.1.2.-2)	114	525,00	(Juli) ²⁾	Sept.	Juli	Feb.

Bei der Gegenüberstellung von Tabelle 10³⁾ und 12 kann festgestellt werden, daß die Maxima der aufgrund des multiplen Ansatzes prognostizierten Reihen der Beurteilungssalden gegenüber den Prognosen aus dem einfachen Ansatz fast durchwegs

1) vgl. Anhang, S. 170 - 172

2) Es ist dabei unberücksichtigt geblieben, daß die beiden prognostizierten Reihen aus Ansatz (4.1.1.2.-2) bereits im August 1965 bzw. September 1965 ein Maximum aufweisen, dessen Ordinatenwert über dem von Juni bzw. Juli 1966 liegt.

3) vgl. S. 86

einen Monat früher liegen . Damit wird das zeitliche Nachhinken gegenüber der Reihe der Beurteilungssalden am Maximum 1966 verkürzt bzw. der zeitliche Vorlauf am Maximum 1970 vergrößert. Für das Minimum 1967 hat sich aufgrund des multiplen Ansatzes eher eine Verschlechterung ergeben.

Während beim Schätzansatz (4.1.1.2.-1) der Korrelationskoeffizient zwischen der *geschätzten* Reihe $[\hat{B}_{3t}]$ und der Ausgangsreihe $[B_{3t}]$ $R = 0,99968$ war, beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen der Reihe der aus (4.1.1.2.-1) *prognostizierten* Werte $[\tilde{B}_{3(t+1)}]$ und den Werten der Referenzreihe $[B_{3(t+1)}]$ immer noch $R = 0,99871$, obwohl die mittlere quadratische Fehlersumme von MESS = 24,87 bei der Schätzreihe auf MESS = 97,08 bei der Prognosereihe angestiegen ist.

4.1.2. Schätzung und Prognose der unsaldierten Beurteilungsreihen

Für eine Prognose der glatten Komponente des Index aufgrund eines multiplen Ansatzes mit den unsaldierten KT-Beurteilungsmeldungen ist die Verlängerung der beiden unsaldierten Beurteilungsreihen mit Hilfe der Erwartungen Voraussetzung. Im folgenden werden daher sowohl die Ergebnisse dieser Schätzungen als auch der Prognosen kurz miteinander in Vergleich gesetzt.

4.1.2.1. Ergebnisse der Schätzung

Die Verwendbarkeit der unsaldierten KT-Erwartungsreihen zur Verlängerung der Saldenreihen der Beurteilungen wurde für die drei möglichen Bezugsintervalle der Unternehmer-Erwartungen ($\lambda=1,2,3$) anhand des einfachen Ansatzes für die gleitenden 12-Monatsregressionen¹⁾

1) Die Formulierung des Ansatzes erfolgt analog zu den Ausführungen in Abschnitt 4.1.1.1., S. 83 ff.

$$\hat{B}_{ki} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{kt} E_{k(i-\lambda)} \quad (4.1.2.1.-1)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ und $k = 1$ für Meldungen einer steigenden Produktion bzw. $k = 2$ für Meldungen einer fallenden Produktion, überprüft.

In der nachstehenden Tabelle 13 sind die jeweiligen Werte von MESS sowie R^2 zwischen der Schätzreihe und der Referenzreihe für die Hauptgruppe der Investitionsgüterindustrien zusammengestellt.

Tabelle 13: Werte von MESS und R^2 für die Schätzungen der unsaldierten Beurteilungsreihen $\hat{B}_{1t}$ und $\hat{B}_{2t}$ der Investitionsgüterindustrien aus Ansatz (4.1.2.1.-1) mit $\lambda = 1, 2, 3$

Reihe	n	MESS	$R^2_{\hat{B}_k, B_k}$
$\hat{B}_{1t}$ mit $\left\{ \begin{array}{l} \lambda = 1 \\ \lambda = 2 \\ \lambda = 3 \end{array} \right.$	117	25,50	0,99993
	116	36,19	0,99989
	115	59,34	0,99982
$\hat{B}_{2t}$ mit $\left\{ \begin{array}{l} \lambda = 1 \\ \lambda = 2 \\ \lambda = 3 \end{array} \right.$	117	30,23	0,99991
	116	57,28	0,99983
	115	110,44	0,99938

Auch bei den getrennten Schätzungen der Beurteilungsmeldungen für eine steigende sowie für eine fallende Produktionsentwicklung liefern die mit einem unterstellten Bezugsintervall der Erwartungen von einem Monat ($\lambda=1$) die besten Ergebnisse. Dabei liegt die mittlere quadratische Fehlersumme bei den Schätzungen der *positiven* Beurteilungsmeldungen jeweils niedriger als bei den geschätzten Meldungen für eine Produktionssenkung. Die gegenüber MESS vergleichsweise geringere Aussagekraft des Bestimmtheitsmaßes, das in allen Fällen über 99,9 Prozent liegt, wird hier nochmals verdeut-

licht. Für die übrigen in die empirische Untersuchung einbezogenen Industriebereiche sind die Werte von MESS bei einer unterstellten Reichweite der Unternehmer-Erwartungen von einem Monat in Tabelle 14 zusammengefaßt.

Tabelle 14: Werte von MESS für die Schätzungen der unsaldierten Beurteilungsreihen B_{1t} und B_{2t} aus Ansatz (4.1.2.1.-1) mit $\lambda = 1$ ($n=117$)

Industriebereich	MESS der Schätzreihe	
	$\hat{B}_{1t}$	$\hat{B}_{2t}$
Gesamte Industrie	18,29	24,47
Investitionsgüterindustrien	25,50	30,23
Maschinenbau	21,52	31,02
Fahrzeugbau	254,38	366,43
Elektrotechn. Industrie	33,85	91,21
Verbrauchsgüterindustrien	22,15	29,83
Textilindustrie	18,46	32,63

Aufgrund des ziemlich unruhigen Verlaufes der KT-Saldenreihen beim Fahrzeugbau¹⁾ konnte erwartet werden, daß die Schätzungen für die unsaldierten Beurteilungsmeldungen unter den betrachteten Industriebereichen mit Abstand am schlechtesten abschneiden. Die Schätzergebnisse für die übrigen Industriebereiche sind recht gut, zum größten Teil besser als für die Investitionsgüterindustrien. In allen Bereichen liegen die Schätzfehler in der Reihe der Beurteilungsmeldungen für eine *fallende* Produktionstätigkeit über denen für eine *steigende* Produktionstätigkeit.

1) vgl. Abb. 4 im Anhang, S. 137

4.1.2.2. Ergebnisse der Prognose

In Tabelle 15 werden zunächst die Werte von MESS der aus Ansatz (4.1.2.1.-1) prognostizierten Reihen der unsaldierten Beurteilungen $\bar{B}_{1(t+\epsilon)}$ und $\bar{B}_{2(t+\epsilon)}$ für die Investitionsgüterindustrien gegenübergestellt.

Tabelle 15: Werte von MESS für die 1-, 2- und 3-Monatsprognosen ($\epsilon=1,2,3$) der unsaldierten Beurteilungsreihen B_{1t} und B_{2t} der Investitionsgüterindustrien aus Ansatz (4.1.2.1.-1) mit $\lambda=1,2,3$

Werte von λ in Ansatz (4.1.2.1.-1) und ϵ	m	MESS der Reihe $\bar{B}_{1(t+\epsilon)}$ $\bar{B}_{2(t+\epsilon)}$	
$\lambda = 1$ mit $\epsilon = 1$	116	60,98	84,72
$\lambda = 2$ mit $\begin{cases} \epsilon = 1 \\ \epsilon = 2 \end{cases}$	115	85,47	160,73
	114	156,78	331,00
$\lambda = 3$ mit $\begin{cases} \epsilon = 1 \\ \epsilon = 2 \\ \epsilon = 3 \end{cases}$	114	141,40	318,85
	113	249,75	654,00
	112	395,21	1092,79

Der Vergleich der mittleren quadratischen Fehlersummen $\bar{B}_{k(t+1)}$ für alle 1-Monatsprognosen bei Zugrundelegung eines Erwartungshorizontes der Unternehmer von einem, von zwei und von drei Monaten bestätigt erneut die Vermutung, daß es realistisch ist, von einem Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen sowohl im Hinblick auf eine Produktionszunahme als auch im Hinblick auf eine Produktionsabnahme von lediglich *einem* Monat auszugehen. Die Prognoseschätzfehler in den Beurteilungsreihen für eine steigende Produktionstätigkeit liegen dabei generell niedriger als die in den Beurteilungsreihen für eine fallende Produktionsentwicklung.

In Tabelle 16 sind die Schätzfehler in den 1-Monatsprognosen der unsaldierten Beurteilungsreihen mit $\lambda = 1$ für die übrigen ausgewählten Industriebereiche aufgeführt.

Tabelle 16: Werte von MESS für die Prognose der unsaldierten Beurteilungsreihen B_{1t} und B_{2t} mit $\lambda = 1$ ($m=116$)

Industriebereich	MESS der Reihe	
	$\tilde{B}_{1(t+1)}$	$\tilde{B}_{2(t+1)}$
Gesamte Industrie	44,34	65,27
Investitionsgüterindustrien	60,98	84,72
Maschinenbau	52,53	80,70
Fahrzeugbau	604,91	1029,77
Elektrotechn. Industrie	78,25	229,14
Verbrauchsgüterindustrien	51,91	75,05
Textilindustrie	45,01	75,60

Mit Ausnahme für die Reihe der "Minus-Meldungen" im Fahrzeugbau ($R = 0,99813$) berechnet sich für die betrachteten Industriebereiche ein Bravais-Pearsonscher Korrelationskoeffizient zwischen $B_{k(t+1)}$ und $\tilde{B}_{k(t+1)}$ ($k = 1,2$) von mehr als 99,9 Prozent, in vielen Fällen sogar über 99,99 Prozent.

Eine zeitliche Bestimmung der Extrema für die prognostizierten Reihen wird durch ein Saldieren dieser 1-Monatsprognosen für die positiven und negativen Beurteilungsmeldungen möglich. Die auf diese Weise ermittelte Prognosereihe der Beurteilungssalden

$$\tilde{B}_{3(t+1)} = \tilde{B}_{1(t+1)} - \tilde{B}_{2(t+1)} \quad (4.1.2.2.-1)$$

mit $\tilde{B}_{k(t+1)}$ ($k=1,2$) aus Ansatz (4.1.2.1.-1), ist für die

Investitionsgüterindustrien in Abb. 40¹⁾ veranschaulicht. Wie erwartet werden mußte, paßt sie sich insgesamt schlechter an die Referenzreihe an als die 1-Monatsprognose aus dem multiplen Ansatz (4.1.1.2.-1) ebenfalls mit einem Bezugsintervall der Erwartungen von einem Monat²⁾. Für Abb. 37 wurde ein MESS = 97,08 und $R = 0,99968$ gegenüber MESS = 229,48 und $R = 0,99687$ in Abb. 40 errechnet.³⁾ Im Hinblick auf die zeitlichen Extremwerte, die aus Tabelle 17 entnommen werden können, haben sich mit Ausnahme für das Minimum 1972 keine wesentlichen Verschiebungen ergeben.

Tabelle 17: Vergleich der 1-Monatsprognosen für den Saldo der Beurteilungen aus (4.1.1.2.-1) und (4.1.2.1.-1) mit $\lambda=1$ gegenüber der Referenzreihe B_{3t} der Investitionsgüterindustrien ($m=116$)

Reihe	MESS	R	Zeitpunkt des			
			Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970	Minimums 1972
B_{3t}	-	-	Mai	Aug.	Okt. Nov.	Juli
$\hat{B}_{3(t+1)}$ aus						
(4.1.1.2.-1)	97,08	0,99968	Juni Juli	Juli	Juli	Nov.
(4.1.2.1.-1)	229,48	0,99687	Juli	Juli	Juli	Jan. Feb.

1) vgl. Anhang, S. 173

2) vgl. Abb. 37 im Anhang, S. 170

3) Auf eine Indizierung von R^2 bzw. R wird im Folgenden verzichtet, wenn aus dem Zusammenhang eindeutig zu entnehmen ist, auf welche Reihen sich die Aussage bezieht.

4.2. Schätzung und Prognose der glatten Komponente des Index mit Hilfe der Produktions-Saldenreihen aus dem Konjunkturtest

Im folgenden werden die Ergebnisse für eine Schätzung der glatten Komponente $G^{(A)}$ aufgrund eines einfachen Ansatzes mit dem Saldo der KT-Beurteilungen sowie dem Saldo der KT - Erwartungen als erklärender Variablen dargestellt.

4.2.1. Ergebnisse der Schätzung

4.2.1.1. Ergebnisse der Schätzung mit dem Saldo der Beurteilungen

In Analogie zu (3.2.1.-1) wurde dieser Schätzung von $G^{(A)}$ die Regressionsfunktion

$$\hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{3t} B_{3i} \quad (4.2.1.1.-1)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ zugrunde gelegt. Die Ergebnisse sind für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 41¹⁾ veranschaulicht, für die sich ein MESS = 3,47 und ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99424$ ($R = 0,99712$) zwischen den Ausgangswerten $G_t^{(A)}$ und den Schätzwerten $\hat{G}_t^{(A)}$ für die glatte Komponente des Index berechnete.

Während beide Minima in der Schätzreihe jeweils einen Monat früher liegen als in der Referenzreihe, ist die Schätzung am Maximum 1966 um einen Monat verzögert und zeigt am Maximum 1971 einen unruhigen Verlauf, der eine eindeutige Bestimmung des Zeitpunktes nicht rechtfertigt.

1) vgl. Anhang, S. 174

4.2.1.2. Ergebnisse der Schätzung mit dem Saldo der Erwartungen

Aufgrund des ruhigeren Verlaufes der Erwartungssalden in der Zeit lassen sich die Zeitpunkte des Extrema in den nach dem Ansatz

$$\hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{3t} E_3(i-1) \quad (4.2.1.2.-1)$$

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ geschätzten Werten für $G_t^{(A)}$ der Investitionsgüterindustrien ohne Schwierigkeiten ermitteln. Wie aus Abb. 42¹⁾ ersichtlich ist, konnten die konjunkturellen Umbrüche der Jahre 1966 und 1967 termingerecht für April 1966 und April 1967 geschätzt werden. Am Maximum 1970 hinkt die Schätzreihe jedoch vier Monate nach, während sie am Minimum von $G_t^{(A)}$ im Januar 1972 einen zeitlichen Vorlauf von einem Monat aufweist.

Insgesamt ist mit den Ansatz (4.2.1.2.-1) gegenüber (4.2.1.1.-1), in welchem der Saldo der Beurteilungen als erklärende Variable herangezogen wurde, die mittlere quadratische Fehlersumme auf $MESS = 2,82$ gesunken bzw. das Bestimmtheitsmaß auf $R^2 = 0,99482$ ($R = 0,99741$) gestiegen.

Für die Gruppe Maschinenbau berechnete sich für die Schätzung nach dem Ansatz (4.2.1.2.-1), die in Abb. 43²⁾ dargestellt ist, eine mittlere quadratische Fehlersumme von $MESS = 0,72$, die im Vergleich mit dem Wert von $MESS = 2,82$ bei der Schätzung nach dem gleichen Ansatz für die Investitionsgüterindustrien erheblich niedriger liegt. Die Punktschätzungen mit dem Saldo der Erwartungen als erklärender Variablen und einem Erwartungshorizont der Unternehmer von einem Monat stellen somit für den Maschinenbau ein durchaus zufriedenstellendes Ergebnis dar.

1) vgl. Anhang, S. 175

2) vgl. Anhang, S. 176

Die zeitliche Treffsicherheit der Schätzungen an den Extrema läßt jedoch zu wünschen übrig. Lediglich am Minimum im September 1967 besitzt die Schätzreihe einen zeitlichen Vorlauf von zwei Monaten gegenüber $G^{(A)}$, an allen übrigen Extrema hinkt sie jedoch um einen bzw. am Maximum des Jahres 1965 sogar um sieben Monate nach.

4.2.2. Ergebnisse der Prognose aus den Schätzansätzen mit den Konjunkturtest-Saldenreihen

4.2.2.1. Prognose-Ergebnisse aus dem Schätzansatz mit dem Saldo der Beurteilungen

Anhand von Abb. 44 - 47¹⁾ und Tabelle 18 ist für die Hauptgruppe Investitionsgüterindustrien festzustellen, daß im Hinblick auf die errechnete mittlere quadratische Fehlersumme sich unter den 1-Monatsprognosen aus dem Ansatz (4.2.1.1.-1) diejenigen überlegen zeigen, bei denen die Beurteilungssalden aufgrund eines multiplen Ansatzes mit $\lambda = 1$ in Abb. 46 und $\lambda = 2$ in Abb. 47 verlängert wurden. Die Werte von MESS in Abb. 44 bzw. 45, bei denen zur Prognose der glatten Komponente des Index prognostizierte Beurteilungssalden aus dem einfachen Regressionsansatz mit dem Saldo der Erwartungen ($\lambda = 1$ in Abb. 44 und $\lambda = 2$ in Abb. 45) herangezogen wurden, liegen über denen in Abb. 46 bzw. 47. Die Güte der Anpassung der prognostizierten Reihe $\hat{G}^{(A)}$ an die glatte Komponente des Index $G^{(A)}$ vermindert sich jeweils mit zunehmender Länge des Prognosezeitraums ε und mit zunehmender Länge des unterstellten Bezugsintervalls der Erwartungen λ .

1) vgl. Anhang, S. 177 - 180

Tabelle 18: Werte von MESS für 1- und 2-Monats-Prognosen ($\epsilon = 1, 2$) der glatten Komponente des Index ($\tilde{G}_{t+\epsilon}^{(A)}$) aus dem einfachen Regressionsansatz (4.2.1.1.-1) mit $\lambda = 1, 2$ für die Investitionsgüterindustrien ($m = 114$)

Prognosewerte $\tilde{B}_{3(t+\epsilon)}$ aus dem		MESS für $\tilde{G}_{t+\epsilon}^{(A)}$	
		$\epsilon = 1$	$\epsilon = 2$
einfachen Ansatz	(4.1.1.1.-1); $\lambda=1$	7,09	-
	(4.1.1.1.-2); $\lambda=2$	8,80	14,73
multiplen Ansatz	(4.1.1.2.-1); $\lambda=1$	6,86	-
	(4.1.1.2.-2); $\lambda=2$	8,09	17,85

Während die 1-Monats-Prognosen $\tilde{G}_{t+1}^{(A)}$ an allen Minima einen zeitlichen Vorlauf von einem bis zu drei Monaten aufweisen, sind die Zeitpunkte für die Maxima nicht eindeutig erkennbar, da einmal die Kurve der $\tilde{G}_{t+1}^{(A)}$ in Abb. 44 und 45 - prognostiziert mit den $\tilde{B}_{3(t+1)}$ aus dem einfachen Ansatz - an den Maxima äußerst flach verläuft und zum anderen die Kurve der $\tilde{G}_{t+1}^{(A)}$ in Abb. 46 und 47 - prognostiziert mit den $\tilde{B}_{3(t+1)}$ aus dem multiplen Ansatz - an den Maxima einen zu unruhigen Verlauf aufweist. Diese Prognoseschätzungen für die glatte Komponente des Index $G^{(A)}$ können somit nur in den Phasen einer konjunkturell gleichbleibenden Produktionsentwicklung als befriedigend betrachtet werden.

4.2.2.2. Prognose-Ergebnis aus dem Schätzansatz mit dem Saldo der Erwartungen

Im Vergleich zu den Prognosen aus dem Schätzansatz (4.2.1.1.-1) mit dem Saldo der Beurteilungen liefert die

1) vgl. Abb. 44 - 47 im Anhang, S. 177 - 180

1-Monatsprognose aufgrund des Regressionsansatzes (4.2.1.2.-1) mit dem Saldo der Erwartungen als unabhängiger Variablen für die Gruppe der Investitionsgüterindustrien ein etwas günstigeres, wenn auch keineswegs befriedigendes Ergebnis. Der Verlauf der prognostizierten Kurve $\tilde{G}_{t+1}^{(A)}$ in Abb. 48¹⁾ zeigt einen etwas ausgeglicheneren Bewegungsverlauf als die Abbildungen 44 - 47, mit einer mittleren quadratischen Fehlersumme von $\text{MESS} = 6,34$ und einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,98813$ ($R = 0,99405$). Das Minimum der glatten Komponente im Januar 1971 wird vom Prognosezeitpunkt November 1970 aus einen Monat zu früh, also für Dezember 1970, prognostiziert. An allen übrigen Extrema hinkt die Prognosereihe gegenüber der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ einen Monat nach.

Befindet sich das Extremum von $G^{(A)}$ in t_0 und das einen Monat im voraus prognostizierte in t_0+1 , so ist die veränderte Richtung der Produktionsentwicklung aus den prognostizierten Werten der glatten Komponente des Index wegen der höheren Auswertungsgeschwindigkeit bei den KT-Daten spätestens zu dem Zeitpunkt ersichtlich, in dem auch die Veröffentlichung des berichtigten Index der industriellen Nettoproduktion erfolgt.

Nachdem sich die Schätzergebnisse aus dem Ansatz (4.2.1.2.-1) für den Maschinenbau im Vergleich zu den Investitionsgüterindustrien erheblich besser an die glatte Komponente des Index angepaßt hatten, ist zu erwarten, daß auch der Wert für MESS bei der 1-Monatsprognose aus diesem Ansatz wesentlich niedriger liegt als bei den Investitionsgüterindustrien. Die 1-Monats-

1) vgl. Anhang, S. 181

prognose aus dem Schätzansatz mit dem Saldo der Erwartungen und einem Erwartungshorizont von einem Monat ist für die Gruppe Maschinenbau in Abb. 49¹⁾ dargestellt. Sie liefert eine durchschnittliche Summe der Abweichungsquadrate von $MESS = 1,53$ gegenüber $MESS = 6,34$ bei den Investitionsgüterindustrien (Abb. 48). Die zeitliche Übereinstimmung der prognostizierten Extrema mit denen der Referenzreihe kann jedoch ebenfalls nicht als befriedigend betrachtet werden.

4.3. Schätzung und Prognose der glatten Komponente des Index mit Hilfe der unsaldierten Konjunkturtest-Reihen

Mit einer Schätzung bzw. Prognoseschätzung der glatten Komponente des Index aufgrund eines multiplen Ansatzes lassen sich die für bestimmte Konjunkturphasen typischen Verhaltensweisen der Unternehmer nicht nur durch den variablen Ansatz mit gleitenden Regressionen, sondern auch durch eine der konjunkturellen Phase entsprechende unterschiedliche Gewichtung der Meldungen für eine positive und für eine negative Produktionsentwicklung berücksichtigen.

4.3.1. Schätzung und Prognose mit den unsaldierten Beurteilungsreihen

4.3.1.1. Ergebnisse der Schätzung

Die Ergebnisse aus dem multiplen Ansatz mit den unsaldierten Meldungen für eine steigende und für eine fallende Produktionsbeurteilung als erklärende Variablen

$$\hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} B_{1i} + \hat{\beta}_{2t} B_{2i} \quad (4.3.1.1.-1)$$

1) vgl. Anhang, S. 182

mit $i = t-11, t-10, \dots, t$ sind für die Gruppe der Investitionsgüterindustrien und die Gruppe Maschinenbau in den Abb. 50 und 51¹⁾ veranschaulicht. Gegenüber den Schätzungen aus den einfachen Regressionsansätzen (4.2.1.1.-1) mit dem Saldo der Beurteilungen und (4.2.1.2.-1) mit dem Saldo der Erwartungen ($\lambda=1$) konnte damit die Güte der Anpassung der Schätzkurve an die Ausgangsreihe, gemessen an MESS, wesentlich verbessert werden. Für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 50 beträgt MESS = 0,51 ($n = 115$) (gegenüber MESS = 3,47 in Abb. 41 bzw. MESS = 2,82 in Abb. 42) und für den Maschinenbau in Abb. 51 MESS = 0,17 (gegenüber MESS = 0,72 in Abb. 43). Während beim Maschinenbau mit der multiplen Schätzung aufgrund der Beurteilungen gegenüber dem einfachen Ansatz mit dem Saldo der Erwartungen die Schätzungen an den Extrema in zeitlicher Hinsicht verbessert werden konnten, trifft für die Investitionsgüterindustrien eher das Gegenteil zu. Lediglich der Zeitpunkt für das Maximum im April 1966 wird von der Schätzreihe in Abb. 50 getroffen, während an den übrigen Extrema nach wie vor eine positive zeitliche Differenz von einem und von drei Monaten zwischen Schätzreihe und glatter Komponente des Index nach dem ASA II-Verfahren besteht. Dieses Nachhinken wäre möglicherweise dann zu vermeiden, wenn zur Ermittlung der glatten Komponente des Index ein Bereinigungsverfahren herangezogen würde, das die Extrema zu einem späteren Zeitpunkt festlegt als das ASA-II-Verfahren und die Beurteilungsreihen aus dem Konjunkturtest somit einen time-lead gegenüber dieser glatten Komponente des Index hätten. Zur Erläuterung dessen wurde in Abb. 52²⁾ von einer glatten Komponente

1) vgl. Anhang, S. 183 f.

2) vgl. Anhang, S. 185

des Index $G^{(H)}$ ausgegangen, die nach einem von Professor C.C. Holt am Carnegie Institute of Technology für kurzfristige Analysen vorgeschlagenen Glättungsverfahren wirtschaftlicher Zeitreihen berechnet wurde. Nach dieser Methode von Holt wird der gleitende Durchschnitt der Länge 2 nicht der Mitte des Stützbereiches, sondern des letzten Zeitpunkts zugeordnet¹⁾. Daraus resultiert gegenüber der glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren eine zum Teil recht beträchtliche Verschiebung der Zeitpunkte für die Maxima und Minima, welche für die Hauptgruppe der Investitionsgüterindustrien aus Tabelle 19 ersehen werden kann.

Tabelle 19: Zeitliche Extrema in der geglätteten Reihe des amtlichen Index der industriellen Nettoproduktion nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ und nach der Methode von Holt $G^{(H)}$ für die Investitionsgüterindustrien

Reihe	Zeitpunkt des			
	Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1970/71	Minimums 1972
$G^{(A)}$	April	April	Dez. 70	Jan.
$G^{(H)}$	Juni	Nov.	März 71	Juli

Die Schätzung analog (4.3.1.1.-1), welcher die nach der Methode Holt ermittelte glatte Komponente des Index $G^{(H)}$ als Referenzreihe zugrunde liegt, bewirkt nicht nur ein wesentliches Absinken der mittleren quadratischen Fehler-summe $MESS = 0,28$ gegenüber $MESS = 0,51$ aus Abb. 50 mit

1) vgl. Coutie, G.A., Davies, O.L., Hossell, C.H., Millar, D.W., Morrell, A.J.: "Short-Term Forecasting", Mathematical and Statistical Techniques for Industry, Monograph No. 2, Oliver and Boyd Ltd., Edinburgh 1964, S. 4 f.

dem nämlichen multiplen Ansatz der KT-Beurteilungsreihen und $G^{(A)}$ als der zu schätzenden glatten Komponente des Index, sondern auch eine erhebliche Verbesserung der zeitlichen Treffsicherheit an den Extrema, die aus Tabelle 20 hervorgeht.

Tabelle 20: Zeitliche Extremwerte der Schätzreihe $G^{(H)}$ aus dem multiplen Ansatz mit den KT-Beurteilungsreihen gegenüber der Reihe $G^{(H)}$ der Investitionsgüterindustrien

Reihe	n	MESS	Zeitpunkt des			
			Maximums 1966	Minimums 1967	Maximums 1971	Minimums 1972
$G^{(H)}$	-	-	Juni	Nov.	März	Juli
$G^{(H)}$	115	0,51	Juni	Okt.	Juni	Juli

4.3.1.2. Ergebnisse der Prognose

Die Prognoseschätzungen aus dem multiplen Ansatz (4.3.1.1.-1) mit den unsaldierten Beurteilungsmeldungen zeigen sich im Hinblick auf die Güte der Anpassung an die glatte Komponente des Index nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ allen Prognosen aus den übrigen, bisher dargestellten, Schätzansätzen überlegen. In Abb. 53¹⁾ ist wieder für die Investitionsgüterindustrie die 1-Monatsprognose $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$ aufgrund der Verlängerung der unsaldierten Beurteilungsreihen mit einem Bezugsintervall der Erwartungen von einem Monat ($\lambda=1$) dargestellt. Der Wert von MESS beträgt hier 1,62 ($m = 114$) und liegt damit nur knapp unter dem der 1-Monatsprognose aus Abb. 54²⁾ (MESS = 1,63), bei der ein Erwartungshorizont der

1) vgl. Anhang, S. 186

2) vgl. Anhang, S. 187

Unternehmer von zwei Monaten unterstellt wurde; mit deutlichem Abstand dazu, die 2-Monatsprognose aus Abb. 55¹⁾($\epsilon=2$), für die sich eine mittlere quadratische Fehlersumme von $MESS = 3,92$ ($m=113$) errechnete. Nahezu alle Extrema werden jedoch für einen Zeitpunkt prognostiziert, welcher nach dem der Referenzreihe liegt. Demgegenüber sind die 1-Monats- bzw. 2-Monatsprognosen für die glatte Komponente nach der Methode Holt $G^{(H)}$, wie bereits die Schätzergebnisse, bezüglich $MESS$ sowie der zeitlichen Übereinstimmung der Extrema zwischen $\hat{G}_{t+\epsilon}^{(H)}$ und $\hat{G}_{t+\epsilon}^{(H)}$ günstiger zu beurteilen.

Tabelle 21: Vergleich der mittels unsaldierter Beurteilungsmeldungen prognostizierten Reihe der glatten Komponente nach der Methode Holt gegenüber der Referenzreihe $G^{(H)}$ für die Investitionsgüterindustrien ($\epsilon=1,2,3$ und $\lambda=1,2,3$)

Prognose-reihe		m	MESS	Zeitliche Differenz (in Monaten) des prognostizierten Extremums gegenüber dem der Reihe $G^{(H)}$ am			
				Maximum 1966	Minimum 1967	Maximum 1971	Minimum 1972
$\hat{G}_{t+1}^{(H)}$	mit $\lambda = 1$	114	0,75	0	-2	+4	-7
$\hat{G}_{t+1}^{(H)}$	mit $\lambda = 2$	114	0,67	+1	-1	+2	-5
$\hat{G}_{t+2}^{(H)}$		113	1,49	+1	0	(+2)	-5
$\hat{G}_{t+1}^{(H)}$	mit $\lambda = 3$	113	0,73	0	0	+3	-5
$\hat{G}_{t+2}^{(H)}$		112	1,57	+2	0	(+3)	-4
$\hat{G}_{t+3}^{(H)}$		111	2,93	+2	+1	(+3)	-4

1) vgl. Anhang, S. 188

Aus Tabelle 21 ist ersichtlich, daß die 1-Monatsprognosen jeweils die niedrigsten Werte für MESS besitzen. Mit am besten werden die Zeitpunkte der Extrema von der 1-Monatsprognose bei einem unterstellten Bezugsintervall der Erwartungen von 3 Monaten getroffen. Die Ergebnisse am Maximum 1971, an dem die prognostizierten Reihen sämtlich einen time-lag aufweisen, schneiden deswegen so schlecht ab, weil die Reihe der glatten Komponente nach der Methode Holt - wie in Abb. 52¹⁾ veranschaulicht - für März des Jahres 1971 einen von der Gesamttendenz ziemlich abweichenden Wert ermittelt, welcher das Maximum der Reihe $G^{(H)}$ darstellt. Daraus resultieren zum Teil auch die nicht unerheblichen Schwankungen der prognostizierten Reihen $\tilde{G}_{t+\epsilon}^{(H)}$ am Maximum des Jahres 1971.

Die Ergebnisse der 1-Monatsprognose der glatten Komponente des Produktionsindex nach dem ASA-II-Verfahren aufgrund des multiplen Ansatzes mit den Beurteilungsmeldungen und $\lambda = 1$ sind für die Gruppe Maschinenbau in Abb. 56²⁾ dargestellt. Die mittlere quadratische Fehlersumme beträgt hier $MESS = 0,71$, ist also bedeutend niedriger als bei den Investitionsgüterindustrien in Abb. 53³⁾ und nur mit den Ergebnissen der 1-Monatsprognosen für die nach dem Verfahren von Holt ermittelten glatten Komponente $G^{(H)}$ der Investitionsgüterindustrien vergleichbar.

4.3.2. Schätzung und Prognose mit den unsaldierten Erwartungsreihen

Sowohl bei den Schätzungen als auch bei den Prognosen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ aufgrund des einfachen Regressionsansatzes mit dem Saldo der KT-Reihen

1) vgl. Anhang, S. 185

2) vgl. Anhang, S. 189

3) vgl. Anhang, S. 186

zeigten sich diejenigen, bei denen die Erwartungen als erklärende Variable¹⁾ herangezogen wurden, überlegen. Dieser Feststellung entsprechend ist zu erwarten, daß auch beim multiplen Ansatz die Ergebnisse unter Verwendung unsaldierter *Erwartungsmeldungen* geringere Schätzfehler bzw. Prognosefehler beinhalten werden.

4.3.2.1. Ergebnisse der Schätzung

Ausgangspunkt für die Schätzung von $G_t^{(A)}$ mit Hilfe der unsaldierten Erwartungsmeldungen ist wieder der multiple Regressionsansatz in der allgemeinen Form

$$\hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-\lambda) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-\lambda) \quad (4.3.2.1.-1)$$

mit $i = t-l+1, t-l+2, \dots, t$ und $\lambda = 1, 2, 3$.

Für die Investitionsgüterindustrien sind die Schätzergebnisse aus diesem Ansatz zunächst mit einer Stützbereichslänge von 12 Monatswerten ($l=12$) und den drei Bezugsintervallen der KT-Erwartungen $\lambda = 1, 2, 3$ in Abb. 57, Abb. 58 und Abb. 59²⁾ graphisch dargestellt.

In allen drei Fällen berechnete sich eine mittlere quadratische Fehlersumme, die niedriger liegt als bei der Schätzung aus dem multiplen Ansatz (4.3.1.1.-1) mit den Beurteilungsmeldungen als erklärende Variablen. Der niedrigste Wert von MESS = 0,38 wurde für Abb. 57 ermittelt, bei der von einem Bezugsintervall der Erwartungen von lediglich einem Monat ausgegangen wurde.

Mit dem Ansatz (4.3.2.1.-1) und $l=12$ konnte die Schätzung der glatten Komponente des Index $\hat{G}_t^{(A)}$ nicht nur bezüglich MESS, sondern auch im Hinblick auf die zeitliche Übereinstimmung der Extrema mit der Ausgangsreihe $G_t^{(A)}$ verbessert

1) vgl. Ansatz (4.2.1.2.-1) mit $\lambda=1$, S. 97

2) vgl. Anhang, S. 190 - 192

werden. Wie aus Tabelle 22 hervorgeht, wird der Zeitpunkt der beiden Maxima in den Jahren 1966 und 1967 von allen drei Schätzreihen genau getroffen; an den Minima besteht jedoch auch weiterhin ein time-lag der geschätzten Werte von einem bis zu drei Monaten.

Tabelle 22: Vergleich der Schätzungen für die glatte Komponente $G^{(A)}$ aus dem multiplen Ansatz (4.3.2.1.-1) mit den KT-Erwartungen ($\lambda=1,2,3$) für die Investitionsgüterindustrien

Schätzung von $G^{(A)}$ mit einem Bezugsintervall der Erwartungen von	n	MESS	Zeitliche Differenz (in Monaten) zwischen $\hat{G}^{(A)}$ und $G^{(A)}$ am			
			Maximum 1966	Minimum 1967	Maximum 1970	Minimum 1972
$\lambda = 1$	116	0,38	0	+2	0	+2
$\lambda = 2$	115	0,41	0	+2	0	+3
$\lambda = 3$	114	0,44	0	+1	0	+3

Geht man bei diesem Ansatz nicht von der glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ als Referenzreihe aus, sondern wieder von der nach der Methode Holt ermittelten glatten Komponente $G^{(H)}$, so liefert die Schätzung $\hat{G}^{(H)}$ mit einer unterstellten Reichweite der Erwartungen von 3 Monaten ($\lambda=3$) den niedrigsten Wert von MESS = 0,14 unter den Schätzungen von $G^{(H)}$ aus (4.3.2.1.-1) mit $\lambda=1,2,3$. Dieser Wert liegt deutlich unter den MESS-Werten der Schätzreihen für die glatte Komponente nach dem ASA-II-Verfahren.

Abb. 60¹⁾ zeigt jedoch, daß im Vergleich zur Schätzung von $G^{(H)}$ mit Hilfe der unsaldierten Beurteilungsreihen die zeitliche Treffsicherheit an den Extrema

1) vgl. Anhang, S. 193

generell nicht verbessert werden konnte. Während der Zeitpunkt für beide Tendenzwenden im Konjunkturzyklus 1966/67 gut getroffen wird, besteht am Maximum im Juni 1971 ein time-lag der Schätzreihe von 3 Monaten und am Minimum im Mai 1972 ein zeitlicher Verlauf von 2 Monaten.

Für die Schätzung der glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ in Abb. 61¹⁾ für die Investitionsgüterindustrien wurde Ansatz (4.3.2.1.-1) mit $\lambda=1$ und einem von 12 auf 6 Monatswerte verkürzten Stützbereich ($\ell=6$) zugrunde gelegt. Am Anfang der Schätzreihe gehen dabei nicht wie beim Arbeiten mit gleitenden 12-Monatsregressionen elf Schätzwerte für die glatte Komponente des Index verloren, sondern nur mehr fünf. Die Reihe $G_t^{(A)}$ in Abb. 61 setzt sich somit aus insgesamt $n = 122$ Schätzwerten für den Zeitraum Juni 1963 bis August 1973 zusammen.

Mit dieser Verkürzung des Stützbereiches für die gleitende Regressionsschätzung konnte nicht nur eine beachtliche Verminderung der Schätzfehler auf $MESS = 0,04$ gegenüber $MESS = 0,38$ in Abb. 59 mit der Stützbereichslänge $\ell=12$ erreicht werden, sondern darüber hinaus auch eine völlige Übereinstimmung der Zeitpunkte für die Maxima und Minima in der Schätzreihe $\hat{G}^{(A)}$ mit denen der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$. Zwischen den Ausgangswerten $G_t^{(A)}$ und den mit $\ell=6$ geschätzten Werten $G_t^{(A)}$ in Abb. 61 berechnete sich ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99994$ gegenüber $R^2 = 0,99938$ in Abb. 59 mit $\ell=12$ bzw. ein Korrelationskoeffizient von $R = 0,99997$ (in Abb. 61) gegenüber $R = 0,99969$ (in Abb. 59). Im Hinblick auf die in Abschnitt 3.4. formulierten Kriterien zur Beurteilung der Güte der Anpassung einer Schätzreihe an die Referenzreihe läßt der Schätzansatz (4.3.2.1.-1) mit einer zugrunde gelegten Stützbereichslänge kaum noch zu wünschen übrig.

1) vgl. Anhang, S. 194

Eine Betrachtung der geschätzten Regressionskoeffizienten für die positiven wie für die negativen Produktions-Erwartungen wird durch Abb. 62¹⁾ ermöglicht. Nur in seltenen Ausnahmefällen gehen die positiven und negativen Erwartungsmeldungen mit dem gleichen oder auch nur mit annähernd gleichem Gewicht in die Schätzung ein. Von mehreren Ausnahmen abgesehen, liegt der Schwankungsbereich beim größten Teil der Schätzkoeffizienten $\hat{\beta}_{1t}$ und $\hat{\beta}_{2t}$ zwischen + 0,1 und - 0,1. Abb. 62 zeigt darüber hinaus deutlich, daß die Gewichte für die positiven Produktionserwartungen weit weniger streuen als die für negative Produktionserwartungen. Alle sieben, in der Darstellung durch Pfeile gekennzeichneten Regressionskoeffizienten, die größer als 0,55 bzw. kleiner als - 0,35 sind, beziehen sich auf Erwartungen für eine fallende Produktionsentwicklung. Auch sind Vorzeicheninversionen²⁾ bei den Gewichten für eine fallende Produktionserwartung weit häufiger als bei denen für eine steigende. Während bei etwa 20 Prozent der für die Schätzung der glatten Komponente des Index in Abb. 61 durchgeführten gleitenden Regressionen die $\hat{\beta}_{1t}$ ein negatives Vorzeichen besitzen, werden in ungefähr 53 Prozent der Schätzungen die Erwartungen für eine fallende Produktion mit positivem Gewicht berücksichtigt.

Für die übrigen Industriebereiche liefert die Darstellung der Regressionskoeffizienten bei der Schätzung der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ aus dem nämlichen Ansatz (4.3.2.1.-1) und $\ell=6$ ein ähnliches Bild. Dem weitesten Schwankungsbereich unterliegen dabei die geschätzten Koeffizienten für den Fahrzeugbau, dem engsten die für die Gesamte Industrie.

1) vgl. Anhang, S. 195

2) vgl. dazu Abschnitt 3.3., S. 78 ff.

In den Abb. 63 und 64¹⁾ sind die mit Hilfe der unsaldierten Erwartungsmeldungen geschätzten glatten Komponenten $G^{(A)}$ für die Gesamte Industrie veranschaulicht, wobei einmal mit einer Stützbereichslänge von 12 Monatswerten (Abb. 63) und einmal mit einer von 6 Monatswerten (Abb. 64) gearbeitet wurde. Für beide Schätzungen wurde ein Bezugsintervall der Unternehmer-Erwartungen von einem Monat zugrunde gelegt. Die Schätzkurve aus Abb. 64 mit $\ell=6$ zeigt sich gegenüber der aus Abb. 63 mit $\ell=12$ im Hinblick auf die Güte der Anpassung im gesamten Untersuchungszeitraum weit überlegen. Durch die Verkürzung des Stützbereiches von 12 auf 6 Monatswerte konnte die mittlere quadratische Fehlersumme von $MESS = 0,25$ auf $MESS = 0,03$ gesenkt werden. Eine Verbesserung der zeitlichen Treffsicherheit an den Extrema der Reihe war damit - im Gegensatz zu den Investitionsgüterindustrien - nicht verbunden. Sowohl das Maximum des Jahres 1966 als auch das Minimum von 1967 liegen in beiden Schätzkurven einen Monat später als in der glatten Komponente $G^{(A)}$. Im Vergleich dazu liegen die beiden Extrema in der Saldenreihe der Erwartungen für die Gesamte Industrie²⁾ jedoch vier Monate nach denen der Reihe $G^{(A)}$.

Die Ergebnisse aus dem Schätzansatz (4.3.2.1.-1) sowohl mit einem Stützbereich von $\ell=12$ als auch mit $\ell=6$ Monatswerten sind für den Maschinenbau in Abb. 65 und 66, für den Fahrzeugbau in Abb. 67 und 68, für die Elektrotechnische Industrie in Abb. 69 und 70, für die Verbrauchsgüterindustrien in Abb. 71 und 72 und schließlich für die Textilindustrie in Abb. 73 und 74 dargestellt.³⁾ In der nachstehenden Tabelle 23 sind die Ergebnisse beider Schätzungen für die untersuchten Industriebereiche

1) vgl. Anhang, S. 196 f.

2) vgl. Abb. 1 im Anhang, S. 134

3) vgl. Anhang, S. 198 - 207

zusammengefaßt. Die Werte von MESS für Schätzungen aufgrund des kürzeren Stützbereiches $\ell=6$ liegen bei allen betrachteten Industriebereichen weit unter denen der Schätzungen mit gleitenden 12-Monatsregressionen. Die niedrigste quadratische Fehlersumme wurde für den Maschinenbau in Abb. 66 mit MESS = 0,02 berechnet, die höchste für den Fahrzeugbau in Abb. 68 mit MESS = 0,35.

Für die Monate Oktober 1968, Juni 1969 und April 1970 konnten keine Schätzwerte für die glatte Komponente $G^{(A)}$ des Fahrzeugbaus ermittelt werden, da die Erwartungen für eine fallende Produktionsentwicklung in dem jeweils zugrunde liegenden Stützbereich $t-5$, $t-4$, ..., t keine Zuwächse zu verzeichnen hatten und damit eine Regressionsschätzung unmöglich war.

Tabelle 23: Vergleich der Schätzungen von $G^{(A)}$ aus Ansatz (4.3.2.1.-1) mit den unsaldierte Erwartungen ($\lambda=1$) und den Stützreichslängen $\ell=12$ bzw. $\ell=6$

Industriebereich	ℓ	n	MESS	Zeitliche Differenz (in Monaten)			
				zwischen $G^{(A)}$ Maximum 1965/66	und $\hat{G}^{(A)}$ Minimum 1967	am Maximum 1969/70 71	am Minimum 1971/72
Gesamte Industrie	12	116	0,25	+1	+1	-	-
	6	122	0,03	+1	+1	-	-
Investitions- güterindustrien	12	116	0,38	0	+2	0	+2
	6	122	0,04	0	0	0	0
Maschinen- bau	12	116	0,17	0	-3	+2	+1
	6	122	0,02	0	0	+2	+1
Fahrzeug- bau	12	116	3,18	+1	+2	+2	-1
	6	119	0,35	0	+1	+1	0
Elektrotechn. Industrie	12	116	0,66	0	+1	-4	+1
	6	122	0,06	0	0	0	0
Verbrauchsgüter- industrien	12	116	0,42	0	+2	-	-
	6	122	0,33	+1	+1	-	-
Textil- industrie	12	116	0,46	+1	+2/+3	0	+3
	6	122	0,05	+1	+1/+2	0	0

Eine zeitliche Übereinstimmung aller geschätzten Extrema mit denen der Referenzreihe konnte außer bei den Investitionsgüterindustrien nur noch bei der Elektrotechnischen Industrie erreicht werden. Wenngleich für die übrigen Industriebereiche nicht immer eine zufriedenstellende Schätzung der Zeitpunkte für die Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung erfolgte, so zeigen sich die Schätzungen mit dem Stützbereich von $\ell=6$ gegenüber denen mit $\ell=12$ doch auch in dieser Hinsicht überlegen.

Für die Verbrauchsgüterindustrien ist in Abb. 75¹⁾ eine Schätzung der glatten Komponente $G^{(A)}$ mit den unsaldierte Erwartungen ($\lambda=1$) und einem weiter verkürzten Stützbereich auf nur vier Monatswerte dargestellt. Gegenüber Abb. 71 mit $\ell=12$ und Abb. 72 mit $\ell=6$ konnte die Güte der Anpassung in Abb. 75 im Hinblick auf beide Beurteilungskriterien verbessert werden.

Tabelle 24: Vergleich der Schätzungen von $G^{(A)}$ aus Ansatz (4.3.2.1.-1) mit den unsaldierte Erwartungsmeldungen ($\lambda=1$) und $\ell=4,6,12$ für die Verbrauchsgüterindustrien

Schätzung $\hat{G}^{(A)}$ mit	n	MESS	Zeitliche Differenz (in Monaten) zwischen $\hat{G}^{(A)}$ und $G^{(A)}$ aus	
			Maximum 1966	Minimum 1967
$\ell = 12$	116	0,42	0	+2
$\ell = 6$	122	0,33	+1	+1
$\ell = 4$	124	0,004	0	0

Die beiden Extrema der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ konnten termingerecht geschätzt werden und die mittlere quadratische Fehlersumme hat sich auf MESS = 0,004 verringert. Eine Verbesserung der Schätzung für die glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion $G^{(A)}$ ist kaum mehr vorstellbar.

1) vgl. Anhang, S. 208

4.3.2.2. Ergebnisse der Prognose

In Tabelle 25 wird zunächst wieder für die Investitionsgüterindustrie ein Vergleich der Prognoseergebnisse aus dem Schätzansatz (4.3.2.1.-1) mit den unsaldierten Produktionserwartungen und einer unterstellten Reichweite der Erwartungsmeldungen von einem, zwei und drei Monaten durchgeführt.

Tabelle 25: Vergleich der 1-, 2- und 3-Monatsprognosen ($\varepsilon=1,2,3$) für $\hat{G}^{(A)}$ aus Ansatz (4.3.2.1.-1) mit den unsaldierten Erwartungsmeldungen und $\lambda=12$ bzw. $\lambda=6$ für die Investitionsgüterindustrien

Prognosereihe			Zeitliche Differenz (in Monaten) zwischen der prognostizierten Reihe und der Referenzreihe am					
$\hat{G}_{t+\varepsilon}^{(A)}$ bzw. $\hat{\tilde{G}}_{t+\varepsilon}^{(A)}$	λ	m	MESS	Maximum 1966	Minimum 1967	Maximum 197 / 71	Minimum 1972	
$\hat{G}_{t+1}^{(A)}$ mit	$\lambda=1$	12	115	1,50	(+1)	+3	+1	+2
		6	121	0,49	+1	-1	0	0
	$\lambda=2$	12	114	1,66	(+1)	+3	+1	+5
	$\lambda=3$	12	113	1,84	(+1)	-2	+1	-4
$\hat{G}_{t+2}^{(A)}$ mit	$\lambda=2$	12	113	4,53	(+1)	-1	+2	+5
	$\lambda=3$	12	112	4,95	(+1)	-2	+2	-3
$\hat{G}_{t+3}^{(A)}$	$\lambda=3$	12	111	11,30	(+2)	-1	-2	-2

Bei den aufgrund eines 2- bzw. 3-monatigen Bezugsintervalls der Erwartungen prognostizierten Werte der glatten Komponente $\hat{G}^{(A)}$ für zwei Monate im voraus ($\hat{\tilde{G}}_{t+2}^{(A)}$) wurden die für $t+1$ bereits prognostizierten Werte $\hat{\tilde{G}}_{t+1}^{(A)}$ berücksichtigt, wobei an der Stützbereichslänge von $\lambda=12$ Monatswerten für die gleitenden Regressionen festgehalten

ten wurde. Einem Prognosewert $\hat{G}_{t+2}^{(A)}$ liegt somit der Stützbereich $t-10, t-9, \dots, t, t+1$ zugrunde, der als letzten Wert für die glatte Komponente $G^{(A)}$ den Prognoseschätzwert für $t+1$ aus dem Schätzansatz (4.3.2.1.-1) mit dem Stützbereich $t-11, t-10, \dots, t$ umfaßt. Entsprechend ist bei der 3-Monatsprognose $\hat{G}_{t+3}^{(A)}$ nicht nur der für $t+1$ prognostizierte Wert der glatten Komponente $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$ berücksichtigt, sondern auch der in der beschriebenen Weise prognostizierte Wert $\hat{G}_{t+2}^{(A)}$.

Durch dieses sukzessive Einbeziehen der Prognosewerte für $t+1$ und $t+2$ konnte eine deutlich bessere Anpassung an die Referenzreihe erreicht werden als vergleichsweise bei nicht rekursivem Vorgehen. Sowohl die 2- als auch die 3-Monatsprognosen liegen dennoch mit ihrem Wert für MESS weit über dem der 1-Monatsprognosen. Sie zeigen darüber hinaus an den Extrema einen sehr unruhigen Verlauf, der sie im Hinblick auf die zeitliche Treffsicherheit wenig brauchbar erscheinen läßt¹⁾. Dies wird in besonderem Maße an dem ersten Konjunktüreinbruch des Untersuchungszeitraumes deutlich, an dem die genannten Prognoseschätzungen bereits für das Jahr 1965 ein Maximum ermitteln, dessen Ordinatenwert über dem des Jahres 1966 liegt. Die in der betreffenden Spalte von Tabelle 25 in Klammern gesetzten Angaben besitzen daher nur bedingt Gültigkeit.

Die 1-Monatsprognosen aus dem Ansatz (4.3.2.1.-1) sind für die Investitionsgüterindustrien in Abb. 76 $\lambda=1$ und $\ell=12$, in Abb. 77 mit $\lambda=2$ und $\ell=12$ und in Abb. 79 mit $\lambda=1$ und $\ell=6$ dargestellt²⁾. Die beste Anpassung der Prognosereihe an die glatte Komponente des Index $G^{(A)}$ wird

1) vgl. die Darstellung der 2-Monatsprognose für die glatte Komponente $G^{(A)}$ der Investitionsgüterindustrien mit einem unterstellten Bezugsintervall der Erwartungen von $\lambda=2$ Monaten in Abb. 78, Anhang, S. 211

2) vgl. Anhang, S. 209 - 212

wieder mit einem Stützbereich von 6 Monatswerten erreicht. Wie aus Tabelle 25 zu entnehmen ist, ergab sich eine mittlere quadratische Fehlersumme von $MESS = 0,49$ gegenüber $MESS = 1,50$ (Abb. 76) und $MESS = 1,66$ (Abb. 77) mit $\lambda=1$ bzw. $\lambda=2$ und jeweils $l=12$. Beide Prognoseschätzungen ($\epsilon=1$) aufgrund einer unterstellten Reichweite der Unternehmererwartungen von einem Monat zeigen sich somit der 1-Monatsprognose, der ein Bezugsintervall von zwei Monaten zugrunde liegt, überlegen. Im Hinblick auf die zeitliche Übereinstimmung der Tendenzwenden in der prognostizierten Reihe mit denen der glatten Komponente $G^{(A)}$ ist ebenfalls die 1-Monatsprognose, der ein Stützbereich von 6 Monaten zugrunde liegt, am günstigsten zu beurteilen. Während die Prognosereihe in Abb. 79 am Maximum 1966 einen Monat nachhinkt, besitzt sie am Minimum 1967 einen zeitlichen Vorlauf von einem Monat. Sowohl der obere als auch der untere Konjunktumschwung in den Jahren 1970/72 werden termingerecht prognostiziert.

Die Ergebnisse der 1-Monatsprognose bei einem Bezugsintervall der Erwartungen von einem Monat und den Stützbereichslängen $l=12$ und $l=6$ sind für die Gesamte Industrie in Abb. 80 und 81, für den Maschinenbau in Abb. 82 und 83, für den Fahrzeugbau in Abb. 84 und 85, für die Elektrotechnische Industrie in Abb. 86 und 87, für die Verbrauchsgüterindustrien in Abb. 88 und 89 und für die Textilindustrie in Abb. 91 und 92 dargestellt¹⁾. Im Hinblick auf die Höhe der MESS-Werte liefert der Ansatz (4.3.2.1.-1) mit $\lambda=1$ ebenfalls für die übrigen Industriebereiche die besten Prognoseschätzungen ($\epsilon=1$), wenn mit einem Stützbereich von 6 Monatswerten gearbeitet wird. Die niedrigste quadratische Fehlersumme mit $MESS = 0,32$ konnte für den Maschinenbau ermittelt werden, die höchste mit $MESS = 8,03$ für den Fahrzeugbau.

1) vgl. Anhang, S. 213 - 225

Für die Verbrauchsgüterindustrien sind in Abb. 90¹⁾ die Ergebnisse der 1-Monatsprognose der glatten Komponente $G^{(A)}$ aus dem Ansatz (4.3.2.1.-1) mit einem Bezugsintervall der unsaldierten Erwartungsmeldungen von einem Monat und einer Länge des Stützbereiches von vier Monaten ($l=4$) veranschaulicht. Die mittlere quadratische Fehlersumme, die hierfür mit $MESS = 0,70$ berechnet wurde, liegt unter der von Abb. 88 mit $l=12$ ($MESS = 1,51$). Gegenüber Abb. 89 mit $l=6$ hat sich die Prognoseschätzung in Abb. 90 ($l=4$) jedoch verschlechtert.

Während sich eine Verkürzung des Stützbereiches von zwölf auf sechs Monatswerte sowohl für die Schätzung als auch für die Prognose der glatten Komponente $G^{(A)}$ vorteilhaft auswirkte, ließ sich die mittlere quadratische Fehlersumme bei einer weiteren Verkürzung des Stützbereiches auf vier Monatswerte nur noch bei den Ergebnissen für eine Schätzung²⁾ vermindern. Mit jeder Verkürzung des Stützbereiches für die gleitenden Regressionen erhöht sich darüber hinaus die Gefahr, daß eine Variable im Zeitraum $t-l+1$ bis t stagniert, d.h. weder Zuwächse noch Abnahmen zu verzeichnen hat, wodurch eine Regressionsschätzung sowie Prognose unmöglich wird. Es mag daher angeraten erscheinen, mit variablen Stützbereichslängen für die gleitenden Regressionen zu arbeiten, die der jeweiligen konjunkturellen Situation angepaßt werden müßten. Zur Verbesserung der Punktschätzungen der 1-Monatsprognosen im Bereich konjunktureller Unsicherheit über die Produktionsentwicklung wären kürzere Stützbereiche zugrunde zu legen, als in der Phase eines ausgeglichenen wirtschaftlichen Wachstums, um ein möglichst rasches Reagieren der Schätzgeraden auf Veränderungen in den Meldegewohnheiten der Unternehmer sicherzustellen.

In Tabelle 26 sind die Ergebnisse der 1-Monatsprognosen aus dem Ansatz (4.3.2.1.-1) mit $\lambda=1$ und den verschiedenen Stütz-

1) vgl. Anhang, S. 223

2) vgl. Abb. 71, 72 und 75 im Anhang, S. 204, 205 und S. 208 bzw. Abb. 88, 89 und 90 im Anhang, S. 221 - 223

bereichslängen für alle Industriebereiche zum Vergleich zusammengestellt.

Tabelle 26: Vergleich der 1-Monatsprognosen für die glatte Komponente $G^{(A)}$ aus dem Ansatz (4.3.2.1.-1) mit den unsaldierten KT-Erwartungen ($\lambda=1$) und verschiedenen Stützbereichslängen $l=12, 6, 4$

Industriebereich	l	m	MESS	Zeitliche Differenz (in Monaten)			
				zwischen $G_{t+1}^{(A)}$ und $G_t^{(A)}$			
				Maximum 1965/66	Minimum 1967	Maximum 1969/70/71	Minimum 1970/71/72
Gesamte Industrie	12	115	0,88	+1	+2/+3	-	-
	6	121	0,57	+2	(0)	-	-
Investitionsgüterindustrien	12	115	1,50	(+1)	+3	+1	+2
	6	121	0,49	+1	-1	0	0
Maschinenbau	12	115	0,71	(+1)	-2	+1	+1
	6	121	0,32	+1	-1	+3	+1
Fahrzeugbau	12	115	12,75	+1	+3	+2	0
	6	118	8,03	+1	+1	+1	-2
Elektrotechn. Ind.	12	115	2,59	0	+2	-4	+1
	6	121	0,67	+1	0	-2	+1
Verbrauchsgüterindustrien	12	115	1,51	0	+2	-	-
	6	121	0,52	+1	-1	-	-
	4	123	0,70	+1	+1	-	-
Textilindustrie	12	115	1,98	+2	+3/+4	-2	0
	6	121	0,81	-1	0/-1	-2	+2

Es zeigt sich, daß die Zeitpunkte für Richtungsänderungen in der Produktionsentwicklung nur in wenigen Fällen termingerecht prognostiziert werden konnten. Auch mit den kürzeren Stützbereichen für die gleitenden Regressionen lassen sich somit kaum Verbesserungen der zeitlichen Treffsicherheit der prognostizierten Reihen an den konjunkturbedingten Tendenzwenden der Produktionstätigkeit erzielen. In einigen Fällen ergaben sich sogar Verschlechterungen.

5. Abschließende Bemerkungen

Die Makro-Untersuchungen dieser Arbeit haben gezeigt, daß es nicht realistisch ist, über den gesamten Beobachtungszeitraum von einem konstanten und symmetrisch gelagerten Indifferenzintervall der unternehmerischen Meldungen für eine gleichbleibende Produktionsentwicklung auszugehen. Eine Durchschnittsregression, welcher der gesamte Untersuchungszeitraum als Stützbereich zugrunde liegt, kann somit auch bei Berücksichtigung eines asymmetrischen Indifferenzintervalls durch einen multiplen Ansatz nicht zu befriedigenden Ergebnissen führen. Mit der Anwendung der Methode der gleitenden Regressionen ist es sowohl möglich, einem asymmetrischen Indifferenzintervall als auch dessen Veränderungen im Zeitablauf Rechnung zu tragen.

Obgleich die Punktschätzungen für die glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion nach dem ASA-II-Verfahren sowohl in den Schätzreihen als auch in den Prognosereihen mit Hilfe der Methode der gleitenden Regressionen gegenüber der Methode der Durchschnittsregression erheblich verbessert werden konnte und zum Teil ausgezeichnete Ergebnisse gezeigt haben, kann eine Prognose der Tendenzwenden in der Produktionsentwicklung aufgrund der KT-Daten nur in Ausnahmefällen als gelungen betrachtet werden. Wie mehrfach darauf hingewiesen wurde, hängt der Erfolg der Prognoseschätzungen an den Tendenzwenden entscheidend davon ab, nach welchem Bereinigungsverfahren die glatte Komponente des Index der industriellen Nettoproduktion, die als Referenzreihe zugrunde gelegt wird, ermittelt wurde.

Darüber hinaus wurde für die bisherigen Betrachtungen unterstellt, daß die glatte Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ bis zum jeweiligen Schätzzeitpunkt t in ihrer endgültigen Form festliegt. In diesem Sinne waren

alle durchgeführten Schätzungen und Prognosen ex-post-Schätzungen und ex-post-Prognosen. Die Güte der Schätzung sowie Prognose aufgrund der formulierten Ansätze mit den KT-Reihen als erklärende Variablen wird in Wirklichkeit davon abhängen, wie sicher die letzten Werte der nach dem ASA-II-Verfahren ermittelten glatten Komponente des Index sind. Diese Stabilität der Werte von $G^{(A)}$ am aktuellen Rand der Reihe wird in dem Ausmaß der Veränderungen der letzten Werte deutlich, die sich aus der zusätzlichen Information weiterer Monatswerte für den Index der industriellen Nettoproduktion ergeben. Die Probleme, die mit der Unsicherheit der aktuellen Reihenwerte für die glatte Komponente des Index verbunden sind, könnten umgangen werden, wenn sich mit Hilfe der KT-Daten eine glatte Komponente direkt aus den Ursprungswerten des amtlichen Index der industriellen Nettoproduktion schätzen ließe.

Die Voraussetzung für eine Schätzung und Prognose der mittel- und langfristigen Produktionsentwicklung aus den Ursprungswerten des amtlichen Index mittels der KT-Reihen ist sicher in Zeitabschnitten, in denen die industrielle Produktionstätigkeit keinen konjunkturellen Schwankungen unterworfen ist, erfüllt.

Zur Veranschaulichung dessen wurden in Abb. 93 und 94¹⁾ die Ergebnisse der Schätzung der glatten Komponente mittels der unsaldierten KT-Beurteilungsreihen (Abb.93) sowie der unsaldierten KT-Erwartungsreihen mit $\lambda=1$ aus den Ursprungswerten des amtlichen Index der industriellen Nettoproduktion für die beiden Zeiträume Januar bzw. Februar 1963 bis Oktober 1965 (I) und Januar 1968 bis Juni 1971 (II) am Beispiel der Elektrotechnischen Industrie dargestellt. Als Vergleichsreihe zur Schätzung der glatten Komponente in diesen beiden Zeitabschnitten wurde jeweils die glatte Komponente des Index

1) vgl. Anhang, S. 226 und S. 227

nach dem ASA-II-Verfahren eingezeichnet. Dementsprechend wurde die durchschnittliche Summe der Abweichungsquadrate der geschätzten Werte von denen der Reihe $G^{(A)}$ berechnet. Für die beiden Zeitabschnitte in Abb. 93 mit $l_I = 33$ und $l_{II} = 42$ Monatswerten berechnete sich $MESS = 3,78$ bzw. $MESS = 3,85$. Demgegenüber liegen die $MESS$ -Werte der Schätzungen aufgrund der unsaldierten *Erwartungsmeldungen* in Abb. 94 mit $l_I = 32$ und $l_{II} = 42$ Monatswerten bedeutend niedriger. Für den Zeitraum I (Februar 1963 bis Oktober 1965) beträgt die mittlere quadratische Fehler-summe $MESS = 0,80$ und das Bestimmtheitsmaß zwischen den mittels der KT-Erwartungsreihen geschätzten Werten und den Werten der Vergleichsreihe $G^{(A)}$ $R_{I,G^{(A)}}^2 = 0,99615^{1)}$. Für den Zeitraum II (Januar 1968 bis Juni 1971) in Abb. 94 berechnete sich $MESS = 2,52$ und $R_{I,G^{(A)}}^2 = 0,99785$. Für beide herausgegriffene Zeiträume sind damit die Schätzungen aufgrund der KT-Erwartungsreihen denen aufgrund der KT-Beurteilungsreihen vorzuziehen. Es kann demnach davon ausgegangen werden, daß das Indifferenzintervall für die "Gleich"-Meldungen der Unternehmer ex ante geringeren Schwankungen unterliegt als ex post. Diese Feststellung entspricht den Ergebnissen der Schätzung aus dem gleitenden Regressionsansatz mit der glatten Komponente nach dem ASA-II-Verfahren $G^{(A)}$ als abhängiger Variablen. Die Gruppe Elektrotechnische Industrie wurde ganz bewußt zur Erläuterung ausgewählt, weil hier beide KT-Saldenreihen einen gleichermaßen

1) Da hier *nicht* mit gleitenden Regressionen gearbeitet wurde, ist ebenso die Berechnung eines multiplen Bestimmtheitsmaßes zwischen den Ursprungswerten des Index und den erklärenden KT-Variablen möglich

$$(R_{I.E_1,E_2}^2 = 0,62101 \text{ bzw. } R_{I.E_1,E_2}^2 = 0,72937), \text{ das}$$

jedoch wegen der großen Streuung der Indexwerte ziemlich niedrig ausfällt.

glatten Verlauf¹⁾ aufweisen und folglich dem Argument, daß die Reihen der KT-Beurteilungen teilweise saisonale Schwankungen beinhalten, kein Gewicht beizumessen ist. Auf eine Saisonbereinigung der KT-Beurteilungsreihen für die Industriebereiche, bei denen auch kurzfristige Produktionsschwankungen in den KT-Meldungen enthalten sind, wurde deswegen verzichtet, weil einerseits damit eine Einschränkung der Aktualität der letzten Reihenwerte verbunden ist und andererseits die Saisonschwankungen zum größten Teil nur schwach hervortreten. Die beiden Industriebereiche Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien und Industrie der Steine und Erden, bei denen beide KT-Saldenreihen erhebliche saisonale Schwankungen in ihrem Verlauf aufweisen, wurden aus diesem Grunde in Abschnitt 4. nicht berücksichtigt. Es wurde jedoch bereits festgestellt, daß auch bei diesen beiden Industriebereichen die mittel- und langfristige Entwicklungstendenz der Produktion von den KT-Erwartungssalden besser wiedergegeben wird als von den KT-Beurteilungssalden²⁾. Der Erwartungshorizont der Unternehmer reicht auch hier lediglich einen Monat in die Zukunft. Eine ex-post-Schätzung von Werten der amtlichen Produktionsstatistik aus den Ursprungswerten des Index der industriellen Nettoproduktion wurde für die Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien in Abb. 95³⁾ durchgeführt. Es zeigt sich dabei, daß die Methode der gleitenden Regressionen mit einer Stützbereichslänge von 12 Monatswerten trotz der irregulären Schwankungen in der Ursprungsreihe des amtlichen Index eine überraschend gute Schätzung für glatte Komponente plus Saisonkomponente ($G + S$) liefert. Auf den ersten Blick mag

1) vgl. Abb. 5 im Anhang, S. 138

2) vgl. Abschnitt 3.1.2.1., S. 63

3) vgl. Anhang, S. 228

man der Einwendung zuneigen, daß die Reihe der glatten Komponente des Index $G^{(A)}$ bzw. $G^{(D)}$ bei den Grundstoff- und Produktionsgüterindustrien¹⁾ in ihrer Aufwärtsentwicklung lediglich abflacht, aber keine eigentlich rückläufige Produktionstätigkeit in den Jahren 1966/67 und 1970/71 aufweist, womit der hauptsächliche Anstoß für Veränderungen in den Meldegepflogenheiten der Unternehmer hier nicht gegeben ist. Durch Abb. 96²⁾ wird jedoch deutlich, daß mit diesem Stagnieren der Produktionstätigkeit, das von der amtlichen Statistik gemeldet wird, gleichzeitig ein beachtliches Absinken der Produktionstätigkeit in der mittels gleitender 12-Monatsdurchschnitte bereinigten Saldenreihe der KT-Erwartungen einhergeht und somit auch in diesem Fall ein nur annähernd gleichbleibendes Indifferenzintervall nicht vorliegen kann.

Für Schätzungen der glatten Komponente aus den Ursprungswerten des Index bei den Industriebereichen, bei denen die KT-Reihen keine Saisonschwankungen enthalten, dürfte ein Stützbereich von $l=12$ Monatswerten für die gleitend geschätzten Regressionsgeraden bzw. -ebenen wesentlich zu kurz sein. Im Hinblick auf die starke Streuung der Punkte im Korrelationsdiagramm zwischen den Ursprungswerten des Index der industriellen Nettoproduktion und der Saldenreihe der KT-Erwartungen besitzt eine aufgrund von nur 12 Wertepaaren geschätzte Regressionsgerade bzw. eine aufgrund von nur 12 Wertetripeln geschätzte Regressionsebene eine zu geringe Stabilität, die sich in den Schätzwerten und Prognosen niederschlägt. Zur Gewinnung verlässlicherer Punktschätzwerte müßten längere Stützbereiche, etwa 2 Jahre zugrunde gelegt werden. Damit ist jedoch nachteilig verbunden, daß Veränderungen in den Meldegepflogenheiten der Unternehmer nur schwer bei der Schätzung und Prognose Berücksichtigung finden können.

1) vgl. Abb. 17 im Anhang, S. 150

2) vgl. Anhang, S. 229

Eine mögliche Begründung für die zum Teil geringe Übereinstimmung der Produktionsentwicklung nach den Konjunkturtestmeldungen (ex ante wie ex post) mit der nach der amtlichen Statistik, liegt sicher in den anfangs aufgezeigten Verschiedenheiten bei der Erfassung und Gewichtung der Daten aus beiden Erhebungen. Soweit diese Abweichungen in den Daten aus dem Konjunkturtest begründet liegen, mögen diese Mängel durch eine Verbesserung der Auswahl der am Konjunkturtest teilnehmenden Firmen bzw. durch entsprechende Veränderungen des angewandten Gewichtungsschemas weitgehend beseitigt werden können.

Die Hauptursache für die auftretenden Divergenzen liegt jedoch in den sich entsprechend der allgemeinen wirtschaftlichen Lage modifizierenden Vorstellungen der Unternehmer - ex ante wie ex post - über eine steigende bzw. fallende Produktionsentwicklung. Aus diesem Grunde kommt den Erwartungsmeldungen aus dem Konjunkturtest als Indikatoren für das allgemeine konjunkturelle Klima der industriellen Produktion große Bedeutung zu¹⁾.

Insofern, als für ökonomische Prozesse Gesetzmäßigkeiten im streng naturwissenschaftlichen Sinne nicht existieren, können sowohl Zeitpunkte für Tendenzwenden als auch das Ausmaß der wirtschaftlichen Veränderung nicht mit völliger Genauigkeit vorausgesagt werden. "Wohl aber ist es möglich, die Richtung und die ungefähre Größe der Änderung anzugeben"²⁾.

1) vgl. Schlesinger, H.: "Was kann die quantitative Wirtschaftsforschung als Wirtschaftsstatistik und Ökonometrie zur Konjunkturdiagnose beitragen?", in: Diagnose und Prognose als wirtschaftswissenschaftliche Methodenprobleme, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 25, Duncker & Humblot, Berlin 1962; S. 136

2) Schneider E.: "Propheten des Unprophezeibaren?", in: Zeitschrift für das Gesamte Kreditwesen, 5. Jg. (1952), Heft 17, S. 442

Literaturverzeichnis

- Anderson, O., jun.: "Konjunkturtest und Statistik; Möglichkeiten und Grenzen einer Quantifizierung von Testergebnissen", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 209 ff.
- Anderson, O., jun.: "Möglichkeiten und Grenzen einer Quantifizierung des Konjunkturtests des Münchner Instituts für Wirtschaftsforschung", in: Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik, Bd. 3 (1951), S. 206 ff.
- Anderson, O., jun.: "Zur Frage der Quantifizierung des Konjunkturtests", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 36 (1952), S. 223 ff.
- Anderson, O., jun.: "The Business Test of the Ifo-Institute for Economic Research, Munich, and its theoretical Model", in: Revue de l'Institut International de Statistique, La Haye, Vol. 20 (1952) S. 1 ff.
- Anderson, O., jun.: "Zur Theorie des Konjunkturtests", in: Statistische Vierteljahresschrift, Bd. 4 (1953), S. 25 ff.
- Anderson, O., jun.: "Das Konjunkturtestverfahren und sein Beitrag zur empirischen ex-ante - ex-post - Problematik", Dissertation, München 1957
- Anderson, O., Bauer, R.K. und Giehl, R.: "Zur Theorie des Konjunkturtests", in: Ifo-Studien, 1.Jg. (1955), Heft 2, S. 159 ff.
- Anderson, O., Bauer, R.K. und Fels, E.: "Zur Treffsicherheit kurzfristiger Unternehmererwartungen; Untersuchungen anhand von Konjunkturtest-Daten", Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München 1954
- Anderson, O. Fürst, H., Schulte, W.: "Zur Analyse der unternehmerischen Reaktionsweise", in: Ifo-Studien, 2. Jg. (1956), Heft 2, S. 129 ff.
- Bartels, H.: "Indices der industriellen Produktion im volkswirtschaftlichen Güterkreislauf", in: Wirtschaft und Statistik, 2. Jg. N.F. (1950), Heft 8, Textteil, S. 285 ff.
- Bonhoeffer, F.O. und Streck, W.R.: "Der Investitionstest des Ifo-Instituts. Ein Überblick über Entwicklung und heutigen Stand", in: Ifo-Studien, 12. Jg. (1966), Heft 1/2, S. 43 ff.

- Bowley, A.L.: "Measurement of the precision attained in sampling", in: Bulletin de l'Institut International de Statistique, Vol. XXII, 1^{ère} Livraison, S.[1] ff.
- Bramness, G., Jochems, D.B. and Theil, H.: "On the Presentation of aggregative Business Test Results and the Improvement of Business Test Forecasts", in: Review of the International Statistical Institute, Vo. 31 (1963), S. 58 ff.
- Coutie, G.A., Davies, O.L., Hossell, C.H., Millar, D.W., Morrell, A. J.: "Short-Term-Forecasting", Mathematical and Statistical Techniques for Industry, Monograph No. 2, Oliver and Boyd Ltd., Edinburgh 1964
- Danckwerts, R.F., Goldrian, G., Schäfer, H., Schüler, K.: "Die Saisonbereinigung nach dem ASA-II-Verfahren", in: "Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, Essen, 21. Jg. (1970), Heft 2, S. 131 ff.
- Fels, E.M.: "Maß und Richtung: Zur Aggregation dreiwertiger Signalkonstellation im Ifo-Konjunkturtestverfahren", in: Statistische Vierteljahresschrift, Bd. VII (1954), S. 57 ff.
- Fels, E. und Wolfsteiner, M.: "Über ein nichtmetrisches Verfahren, mit Konjunkturtestdaten einfache Wirtschaftsmodelle aufzustellen", in: Ifo-Studien, 1, Jg. (1955), Heft 1, S. 122 ff.
- Fürst, G.: "Probleme der industriellen Produktionsstatistik", in: Wirtschaft und Statistik, 6. Jg. N.F. (1954), Heft 7, Textteil, S. 311 ff.
- Fürst, H.: "Zur Treffsicherheit unternehmerischer ex-ante-Angaben", in: Ifo-Studien, 3. Jg. (1957), Heft 1/2, S. 91 ff.
- Goldrian G.: "Zur reihenspezifischen Anpassung des Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II-2", in: Ifo-Schnelldienst, Wochenberichte des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, München 26. Jg. (1973), Heft 50, S. 19 ff.
- Goldrian, G.: "Zum Problem der Vorläufigkeit saisonbereinigter Daten", in: Wirtschaftskonjunktur, Monatsberichte des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, 24. Jg. (1974), Heft 6, S. 28 ff.
- Huang, D.S.: "Regression and Econometric Methods", John Wiley & Sons, Inc., New York-London-Sydney-Toronto 1970

- Kockelkorn, U. und Rüger, B.: "Schätzung der Komponenten einer Zeitreihe mit konstanter Saisonfigur nach der Methode der gleitenden Durchschnitte", in: Statistische Hefte, 14. Jg. (1973), Heft 3, S. 237 ff.
- Krelle, W.: "Möglichkeiten und Grenzen der Konjunkturdiagnose", in: Diagnose und Prognose als wirtschaftswissenschaftliche Methodenprobleme, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 25, Duncker & Humblot, Berlin 1962, S. 78 ff.
- Langelütke, H. und Marquardt, W.: "Das Konjunkturtest-Verfahren. Aufgabe, Methode und Erkenntniswert", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 35 (1951), S. 189 ff.
- Lindlbauer, J.D.: "Schätzung des Produktionsindex mit Hilfe von ex-post - und es-ante - Daten des Konjunkturtests", CIRET-Studie Nr. 11 vom Februar 1969, hrsg. von dem CIRET-Informations- und Dokumentationszentrum am Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, München
- Marquardt, W.: "Unternehmervoraussagen und Unternehmerverhalten im Spiegel des Konjunkturtests. Ausgangspunkt Methode und bisherige Ergebnisse der Verhaltensforschung mit Konjunkturtest-Daten", in: Ifo-Studien, 4. Jg. (1958), Heft. 1/2, S. 1 ff.
- Marquardt, W. und Strigel, W.: "Der Konjunkturtest. Eine neue Methode der Wirtschaftsbeobachtung", Schriftenreihe des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung Nr. 38, Duncker & Humblot, Berlin-München 1959
- Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1958", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1965, Heft 3, Textteil, S. 149 ff.
- Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf der Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 3, Textteil, S. 137 ff.
- Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Bruttoproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 4, Textteil, S. 191 ff.
- Meier, G.: "Neuberechnung der Indices des Produktionsergebnisses je Beschäftigten, je Beschäftigtenstunde, je Arbeiter und je Arbeitsstunde in der Industrie auf Basis 1962", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1968, Heft 5, Textteil, S. 243 ff.

- Meier, G.: "Index der industriellen Bruttonproduktion für Investitionsgüter und Verbrauchsgüter auf Basis 1970", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1975, Heft 1, Textteil, S. 18 ff.
- Meier, G.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion auf Basis 1970", in: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1974, Heft 12, Textteil, S. 811 ff.
- Menges, G.: "A-priori-evaluation of forecasts", Paper presented at the 11th CIRET-Conference, London, 12-14 September 1973
- Müller, M. und Schaffranek, M.: "Möglichkeiten der Schätzung und Projektion des Index der industriellen Nettoproduktion und seiner 'glatten Komponente' unter Heranziehung von Konjunkturtest-Daten", CIRET-Arbeitsbericht Nr. 1/67 des CIRET-Forschungszentrums am Institut für Statistik und Ökonometrie an der Universität Mannheim
- Neyman, J.: "On the two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection", in: Journal of the Royal Statistical Society, Vol. XCVII (1934), S. 558 ff.
- Nicolas, M.: "Nutzen und Grenzen der Korrelationsanalyse", in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg. 1952, Heft 2, S. 141 ff.
- Nullau, B., Heiler, S., Wäsch, P., Meisner, B., Filip, D.: "Das Berliner Verfahren. Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse", DIW-Beiträge zur Strukturforschung, Heft 7, Berlin 1969
- Piatier, A.: "Neue Wege der Konjunkturforschung", Sonder-schrift des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung Nr. 15, Duncker & Humblot, Berlin-München 1954
- Piatier, A.: "Konjunkturumfragen, Statistik und Ökonometrie" in: Ifo-Studien, 18. Jg. (1972), Heft 2, S. 143
- Pfanzagl, J.: "Zur Methode des Konjunkturtest-Verfahrens", in: Statistische Vierteljahresschrift, Bd. 5 (1952), S. 161 ff.
- Pfanzagl, J.: "Über die Zerlegung statistischer Reihen", in: Metrika, Bd. 1 (1958), S. 130 ff.
- Pfanzagl, J.: "Über die Parallelität von Zeitreihen", in: Metrika, Bd. 6 (1963), S. 100 ff.

- Rüdiger, W.: "Neuberechnung des Index der industriellen Nettoproduktion", in: Wirtschaft und Statistik, 8. Jg. N.F. (1956), Heft 3, Textteil, S. 129 ff.
- Schäffer, K.-A.: "Beurteilung einiger herkömmlicher Methoden zur Analyse von ökonomischen Zeitreihen", in: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen 1970, S. 131 ff.
- Schlesinger, H.: "Was kann die quantitative Wirtschaftsforschung als Wirtschaftsstatistik und Ökonometrie zur Konjunkturdiagnose beitragen?", in: Diagnose und Prognose als wirtschaftswissenschaftliche Methodenprobleme, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 25, Berlin 1962, S. 127 ff.
- Schneeweiß, H.: "Ökonometrie", Physica-Verlag, Würzburg-Wien 1974
- Schneider, E.: "Propheten des Unprophezeibaren?", in: Zeitschrift für das Gesamte Kreditwesen, 5. Jg. (1952), Heft 17, S. 442 ff.
- Schönfeld, P.: "Methoden der Ökonometrie", Verlag Franz Vahlen GmbH, Berlin und Frankfurt a.M. 1969
- Schulte, W.: "Probleme der Quantifizierung von Tendenzbefragungen", in: Ifo-Studien, 4. Jg. (1958), Heft 1/2, S. 73 ff.
- Stobbe, A.: "Volkswirtschaftliches Rechnungswesen", Springer Verlag, Berlin-Heidelberg-New York 1972
- Strigel, W.: "Über die Anwendung von Tendenzbefragungen als Mittel der Konjunkturbeobachtung im Ausland", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 38 (1954), S. 142 ff.
- Stigel, W.: "Zur Geschichte der Tendenzbefragung in Deutschland", in: Ifo-Studien, 3. Jg. (1957), Heft 1/2, S. 81 ff.
- Strigel, W.: "Die Verwendung von ex-ante - Angaben der Unternehmer für die Wirtschaftsbeobachtung", in: Ifo-Studien, 5. Jg. (1959), Heft 1/2, S. 127 ff.
- Strigel, W.: "Die Konjunkturumfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung", in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 49 (1965), S. 129 ff.

- Strigel, W.H.: "Tenth CIRET-Conference, Retrospect and Outlook", Paper zum Vortrag am 15. September 1971 in Brüssel
- Stutz, F.N.: "Der Konjunkturtest. Neue Wege der Konjunkturiagnose und -prognose", Veröffentlichungen der Handelshochschule St. Gallen, Reihe A, Heft 49, Polygraphischer Verlag AG, Zürich und St. Gallen 1957
- Theil, H.: "On the time shape of economic microvariables and the munich Business Test", in: *Révue de l'Institut International de Statistique*, La Haye, Vol 20 (1952), S. 105 ff.
- Theil, H.: "Measuring the Accuracy of Enterpreneuprial Anticipations", Paper presented at the 17th European Meeting of Econometric Society, Kiel, September 1955
- Wald, A.: "Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen", Beiträge zur Konjunkturforschung, Bd. 9 (1936), Julius Springer Verlag, Wien
- Weichselberger, K.: "Über eine Theorie der gleitenden Durchschnitte und verschiedene Anwendungen dieser Theorie", in: *Metrika*, Bd. 8 (1964), S. 185 ff.
- Wirth, L.: "Stand der Konjunkturtestbefragungen in verschiedenen Ländern", in: *Ifo-Studien*, 9. Jg. (1963), Heft 1/2, S. 195 ff.
- o.V.: "Repräsentation im Konjunkturtest der Industrie", Internes Merkblatt IX/3/65 des Ifo-Instituts, München
- o.V.: "Saisonbereinigung nach dem Census-Verfahren", in: *Monatberichte der Deutschen Bundesbank*, 22. Jg. (1970), Heft 3, S. 38 ff.
- o.V.: "Das Arbeitsgebiet der Bundesstatistik", hrsg. v. Statistischen Bundesamt, Wiesbaden, W. Kohlhammer-Verlag, Stuttgart und Mainz, Ausgabe 1971

A N H A N G



Konjunkturtest für die Industrie

Die Einzelergebnisse der Umfrage werden streng vertraulich behandelt!

Zutreffendes Kästchen bitte kennzeichnen

Betr.: Herstellung des Erzeugnisses

(nachstehend bezeichnet durch XY) →

Beurteilung und Entwicklung im Jan. 1974

1) Wir beurteilen unsere Geschäftslage für XY z. Z. als

gut
befriedigend }
bzw. saisonüblich }
schlecht

2) Unsere Produktionstätigkeit*) bezüglich XY war gegenüber dem Vormonat

lebhafter
unverändert
schwächer

3) Unser Lager an unverkauften Fertigwaren von XY war im Berichtsmonat

zu klein
ausreichend (saisonüblich)
zu groß
Lagerhaltung nicht üblich

4) Unsere Auftragsgänge (In- und Ausland) für XY sind gegenüber dem Vormonat

gestiegen
gleichgeblieben
zurückgegangen

5) Unser Auftragsbestand (In- und Ausland) für XY ist z. Z.

höher
etwa gleich groß
geringer
als am Ende des Vormonats

6) Unseren Auftragsbestand (In- und Ausland) für XY empfinden wir z. Z. als

verhältnismäßig groß
(z.B. verlängerte Lieferzeiten)
ausreichend bzw. saisonüblich
zu klein

7) Unsere Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) für XY wurden – unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen – gegenüber dem Vormonat

erhöht
nicht verändert
gesenkt

Pläne und Erwartungen

8) Unsere Produktionstätigkeit*) bezüglich XY wird voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen

steigen
etwa gleich bleiben
abnehmen

9) Unsere Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) für XY werden – unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen – voraussichtlich im Laufe der nächsten 3 Monate

steigen
etwa gleich bleiben
fallen

10) Der Umfang unseres Exportgeschäfts wird voraussichtlich in den nächsten 3 Monaten – unter Berücksichtigung der bisherigen Exportabschlüsse und der laufenden Auftragsverhandlungen –

zunehmen
etwa gleich bleiben
abnehmen
wir exportieren XY nicht

11) Unsere Geschäftslage für XY wird in den nächsten 6 Monaten in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen

eher günstiger
etwa gleich bleiben
eher ungünstiger

Sonderfragen

Bitte beantworten Sie die Fragen A1 und A2 gegebenenfalls nur im Hinblick auf den Fabrikationsablauf in den wichtigsten bzw. zentralen Betriebsabteilungen, ohne Berücksichtigung vor- oder nachgeschalteter Nebenabteilungen.

A1) Im Januar 1974 betrug die Ausnutzung unserer Anlagen zur Herstellung von XY (betriebsübliche Vollausschüttung = 100%)

bis 30 40 50 60 70 75 80 85 90 95 100 mehr als 100% u. zwisch.

A2) Der oben genannte Ausnutzungsgrad war – verglichen mit einer normalen bzw. der in diesem Monat saisonüblichen Beschäftigungslage –

höher als üblich
etwa normal
niedriger als üblich

B1) Unsere Produktionstätigkeit bezüglich XY wird z. Z. behindert

ja ☐ nein ☐

B2) wenn ja, durch folgende Faktoren:

zu wenig Aufträge
Mangel an Arbeitskräften
Mangel an Rohstoffen bzw. Vormaterialien
zu geringe techn. Kapazität

C) Unter Berücksichtigung unseres gegenwärtigen Auftragsbestandes und des von uns in den nächsten 12 Monaten erwarteten Auftragsgangs halten wir unsere derzeitige technische Kapazität für XY für

mehr als ausreichend
ausreichend
nicht ausreichend

D) Beschäftigte

Die Zahl der mit der Herstellung von XY beschäftigten Arbeitnehmer wird im Laufe der nächsten 3-4 Monate in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen –

zunehmen
etwa gleichbleiben
abnehmen

Bemerkungen:

*) Veränderungen, die lediglich auf übliche Betriebsferien bzw. Urlaube und regelmäßig wiederkehrende Reparaturen sowie eine unterschiedliche Monatslänge zurückgehen, sind nicht zu berücksichtigen.

(Evtl. Rückseite benutzen)

ifo Konjunkturspiegel FÜR DIE INDUSTRIE

Industriegruppen Institutionelle Gliederung	Beurteilung und Entwicklung im Berichtsmonat							
	Geschäftslage Beurteilung	Produktion Vormonatsvergleich	Fertigwarenlager Beurteilung	Auftragseingang Vormonatsvergleich	Gesamter Auftragsbestand Vormonatsvergleich	Beurteilung	Infandsverkaufspräsenz Vormonatsvergleich	Beurteilung
Erläuterungen: Die Gesamtfäche jedes Feldes entspricht 100 % der Antworten der meldenden Firmen. Die farbige Unterteilung gibt die unterschiedliche Häufigkeit der Antworten wieder (Firmenmeldungen in %).								
	ausreichend bzw. schon üblich	unverändert	ausreichend bzw. schon üblich	unverändert	unverändert	unverändert	ausreichend bzw. schon üblich	unverändert
Industrie								
der Steine und Erden								
Eisen-, Stahl- und Tempergießerei								
NE-Metallindustrie								
Chemische Industrie								
Mineralölverarbeitung								
Gummiverarbeitende Industrie								
Sägewerke und holzbearbeitende Industrie								
Zellstoff, Papier u. Pappe erzeugende Industrie								
Stahl- und Leichtmetallbau								
Maschinenbau								
Straßenfahrzeugbau								
Schiffbau								
Elektrotechnische Industrie								
Eisen-, Blech- und Metallwarenindustrie								
Stahlverformung								
Feinmechanische u. opti- sche sowie Uhrenindustrie								
Textilindustrie								
Bekleidungsindustrie								
Ledererzeugende Industrie								
Lederverarbeitende Industrie								
Schuhindustrie								
Feinkeramische Industrie								
Glasindustrie								
Holzverarbeitende Industrie								
Papier- und pappe- verarbeitende Industrie								
Kunststoffverarbeitende Industrie								

Der Konjunkturtest wird in der Bundesrepublik Deutschland einschl. Westberlin durchgeführt. Die einzelnen Meldungen werden mit dem Marktanteil der Firmen gewichtet.

Pläne und Erwartungen

Produktion	Inlandsverkaufspreise	Exportgeschäft	Geschäftsentwicklung
für die nächsten 3 Monate		für 6 Monate	

unverändert

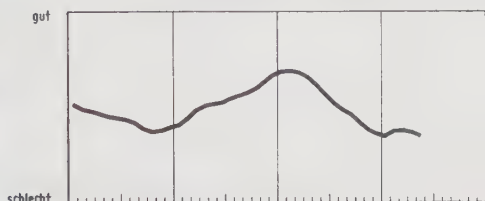
unverändert

unverändert

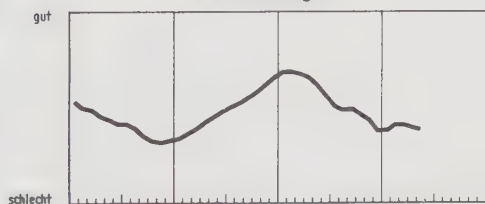
...and a ...

GESCHÄFTSKLIMA

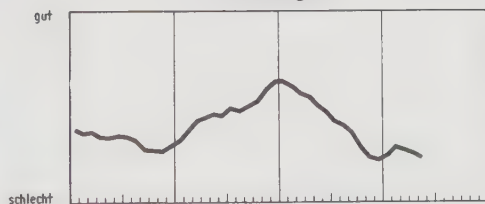
Durchschnitt aus den Unternehmerurteilen
über die jeweilige Geschäftslage
und die erwartete Geschäftsentwicklung¹⁾

Verarbeitende Industrie²⁾

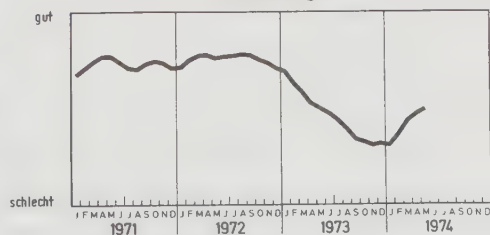
investitionsgüter



Gebrauchsgüter



Verbrauchsgüter



1) Saisonbereinigt, geglättet, letzter Wert vorläufig
Gegliedert nach dem Verwendungszweck der Erzeugnisse

²⁾ Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie Mineralöl sowie Nahrungs- und Genussmittel

Quelle: Ifo-Konjunkturtest

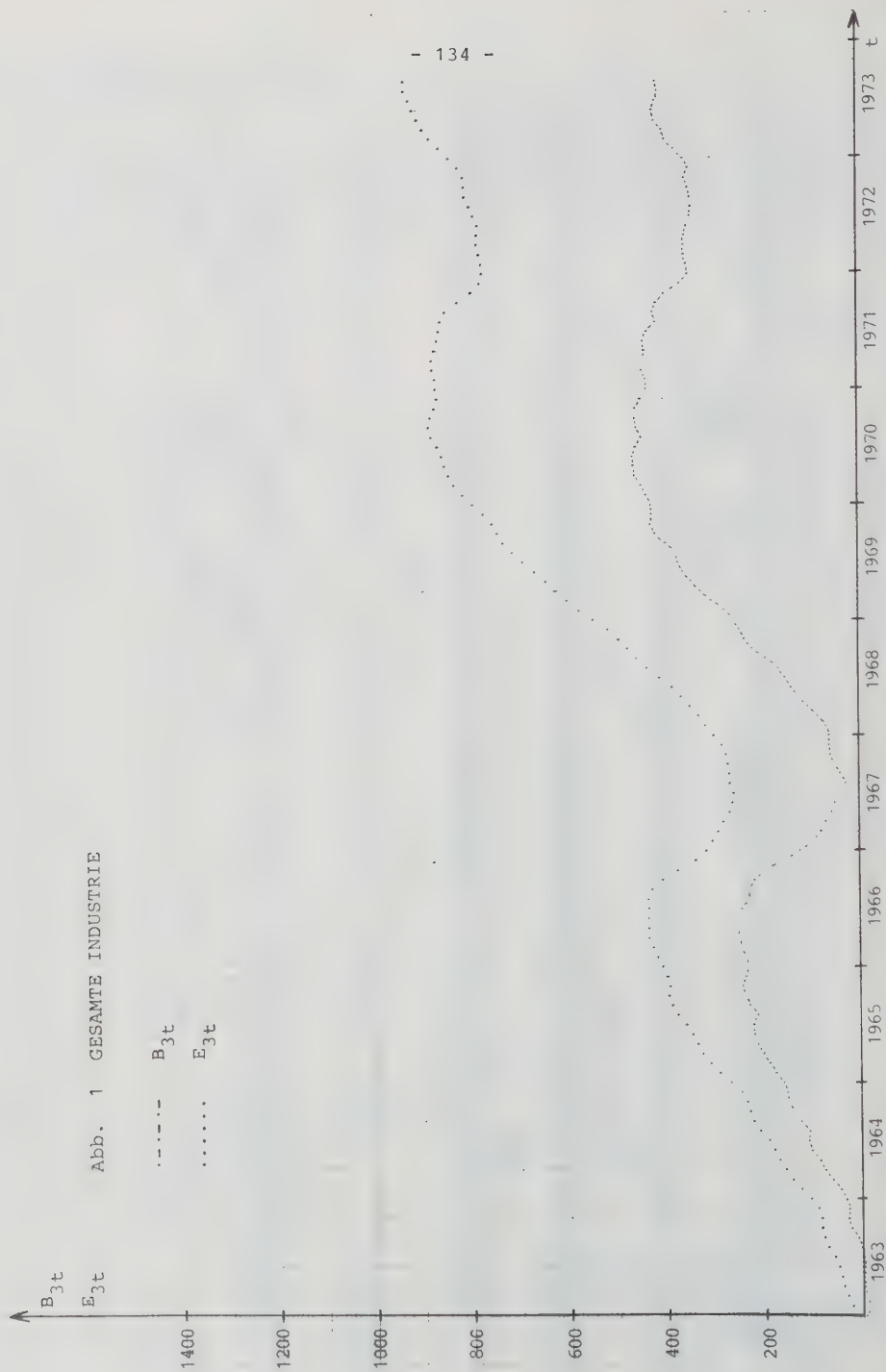
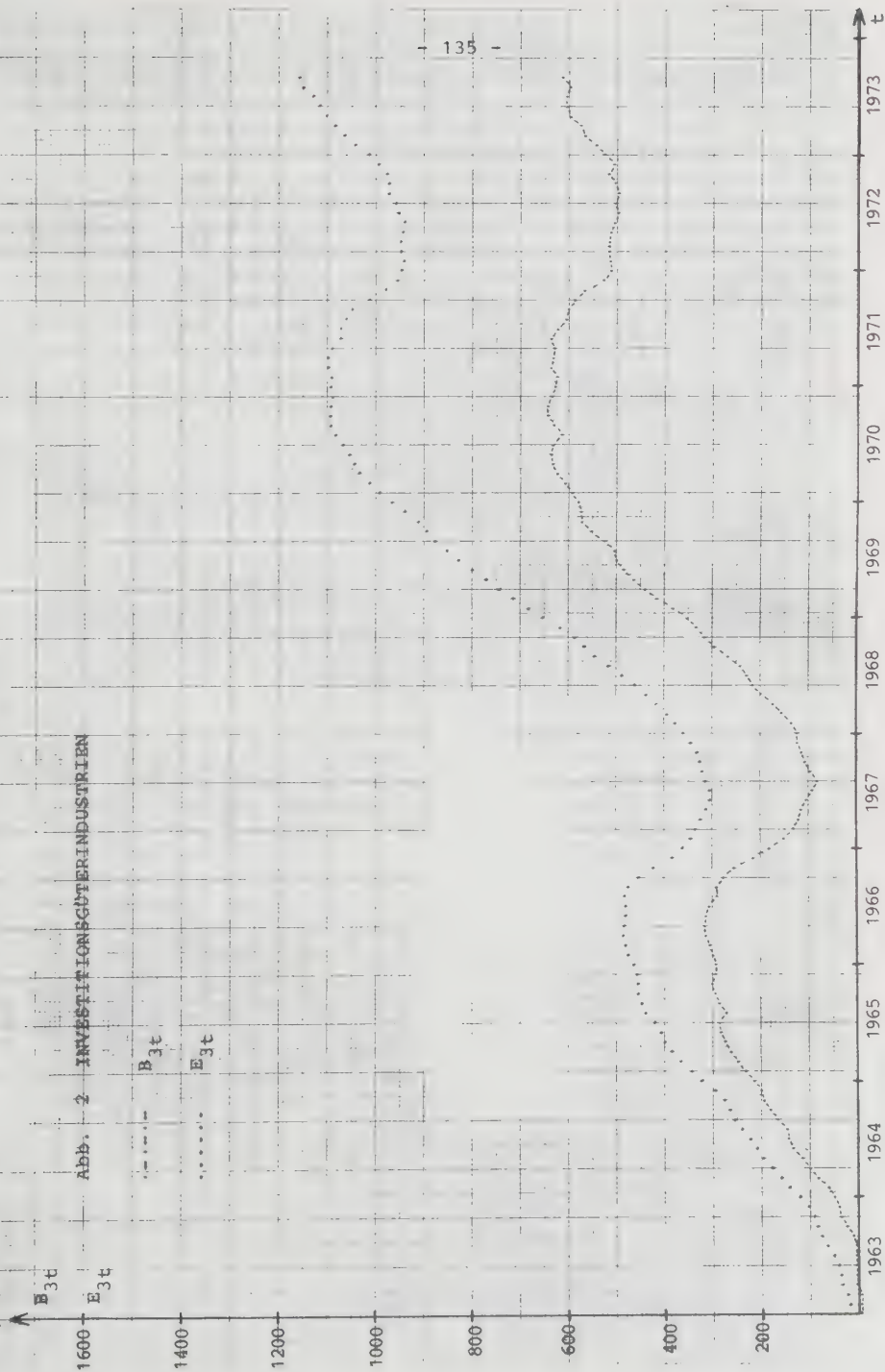


Abb. 1 GESAMTE INDUSTRIE

----- B_{3t}
..... E_{3t}

Abb. 2 INVESTITIONSGRATERINDUSTRIEN



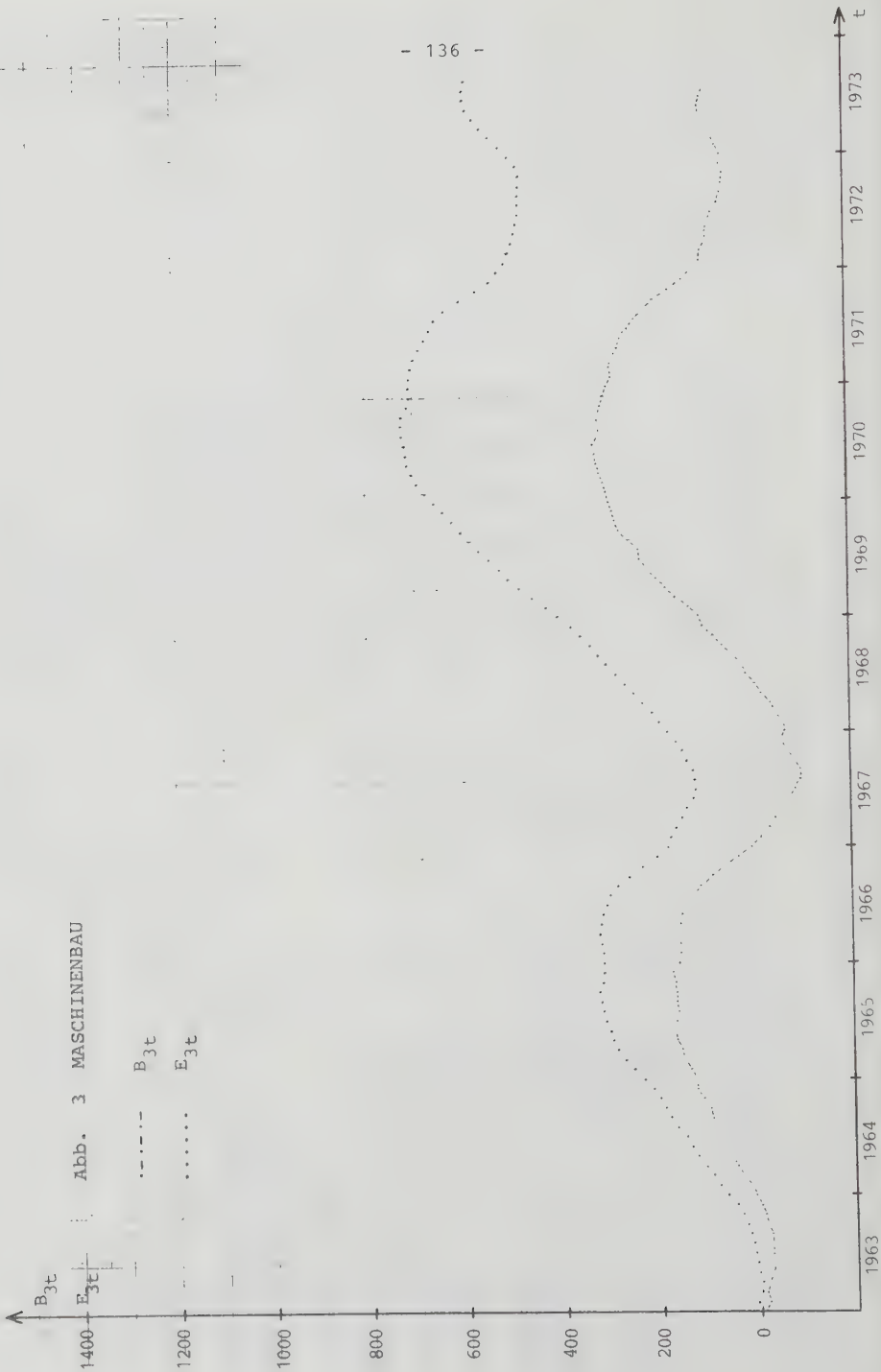


Abb. A. FAHRENGRAU.

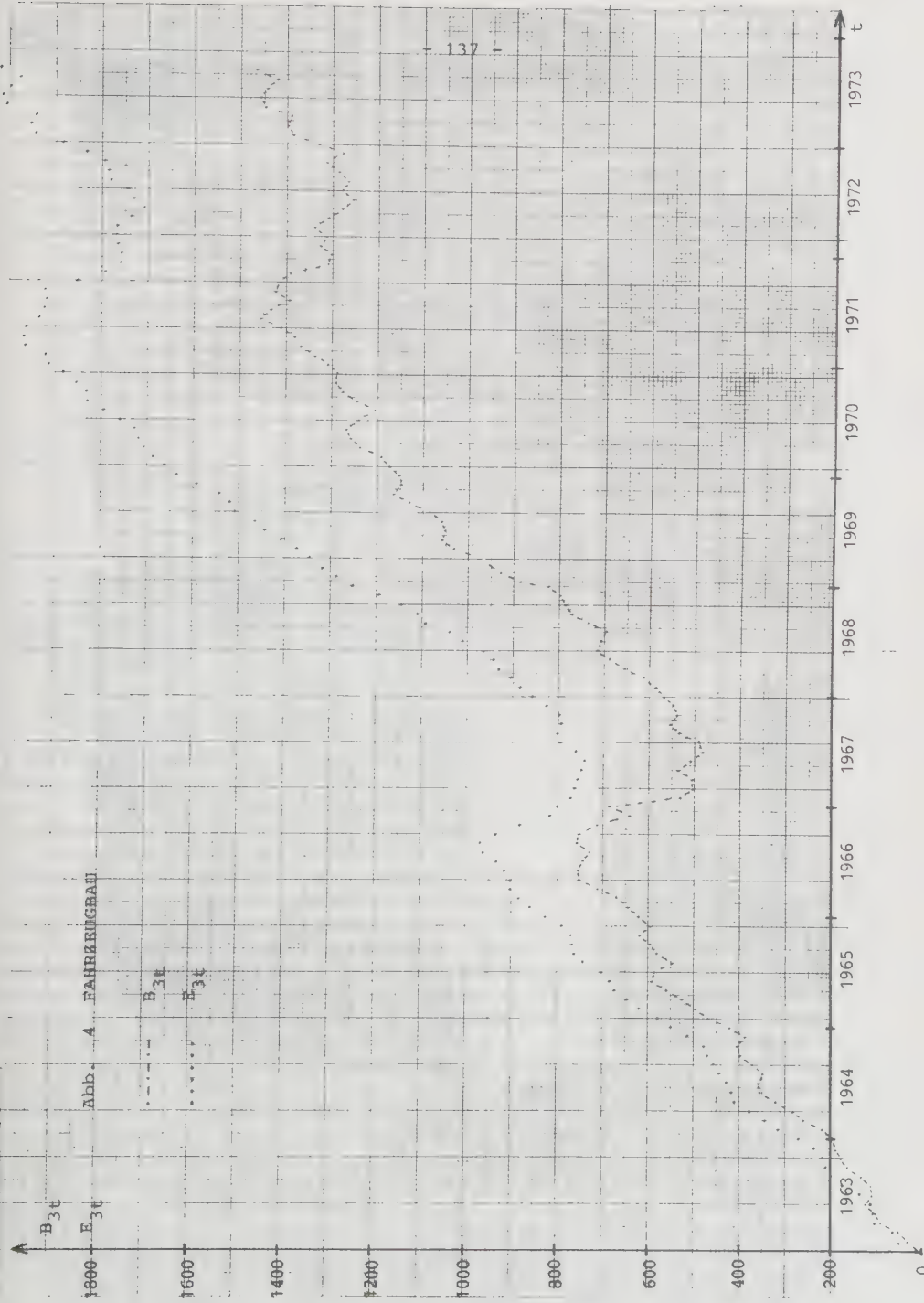
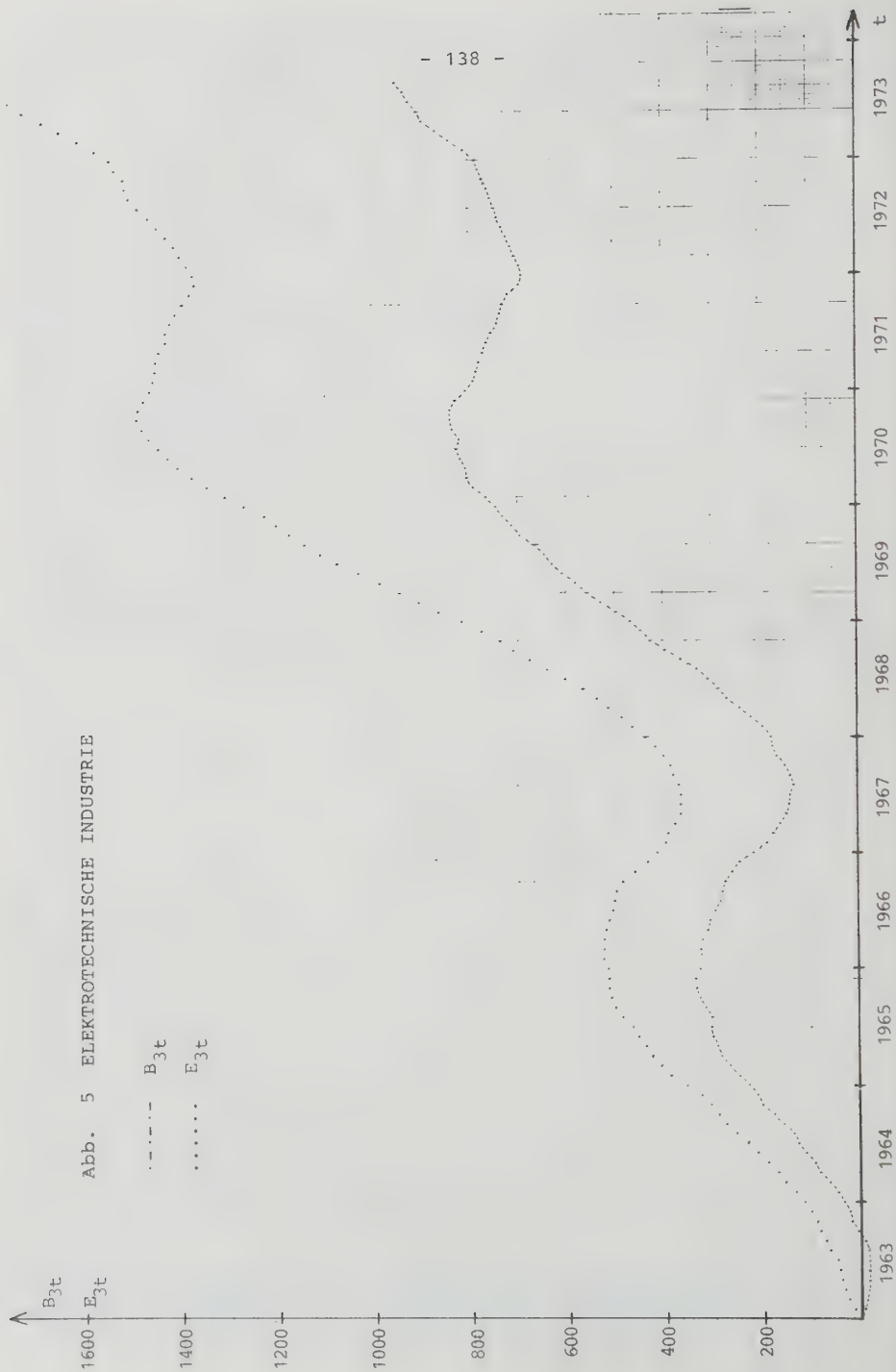


Abb. 5 ELEKTROTECHNISCHE INDUSTRIE



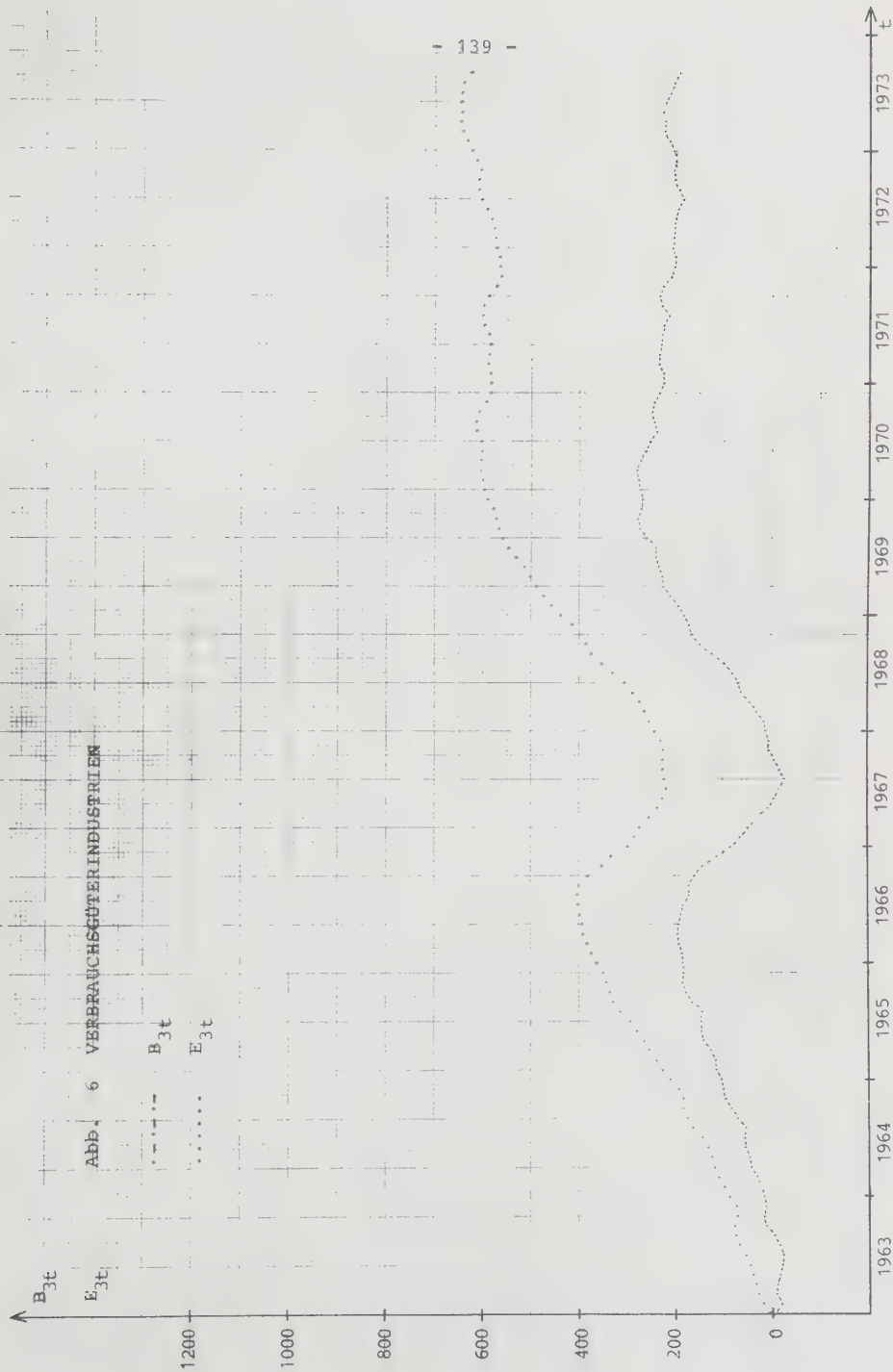


Abb. 7 TEXTILINDUSTRIE

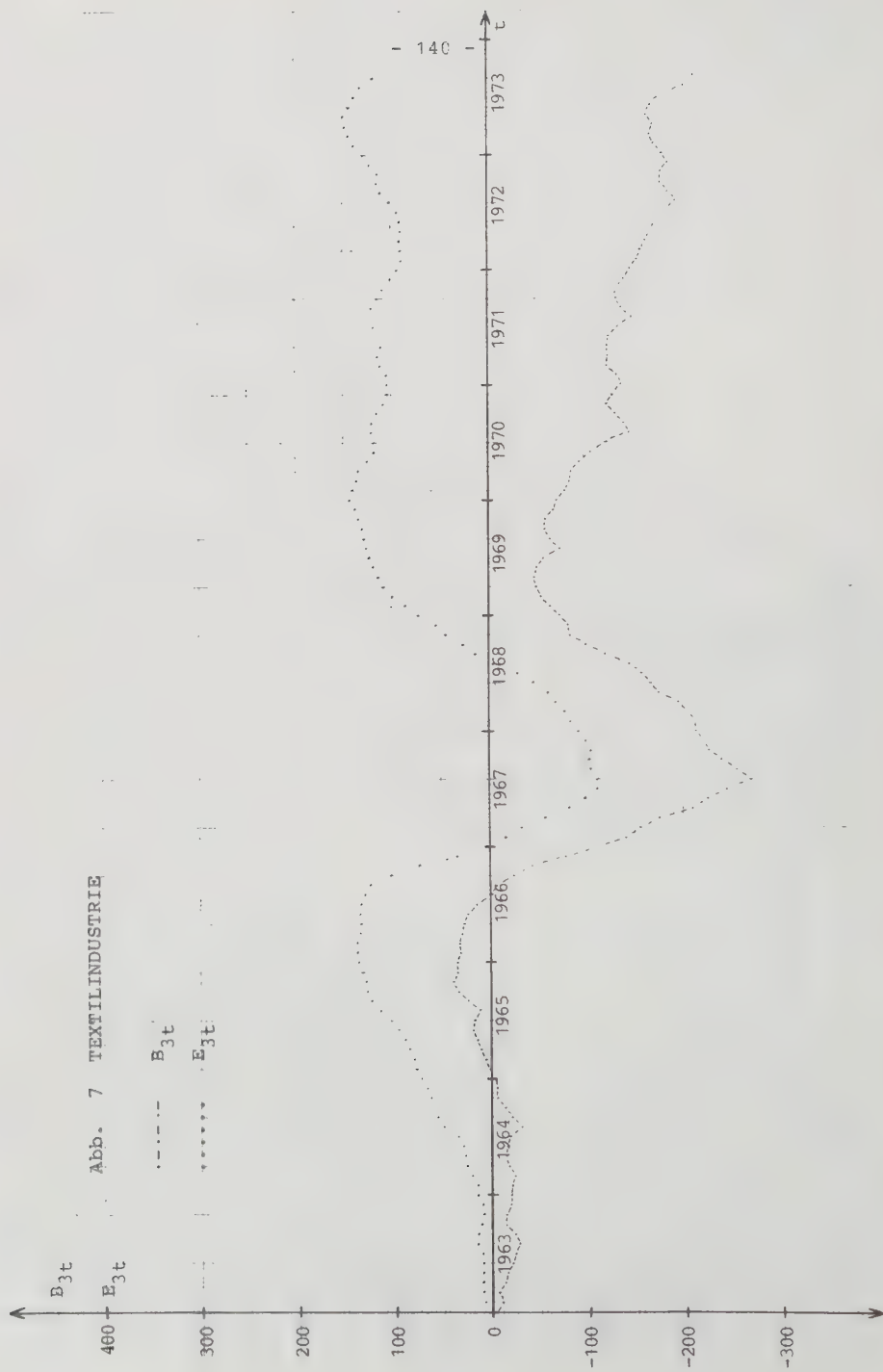
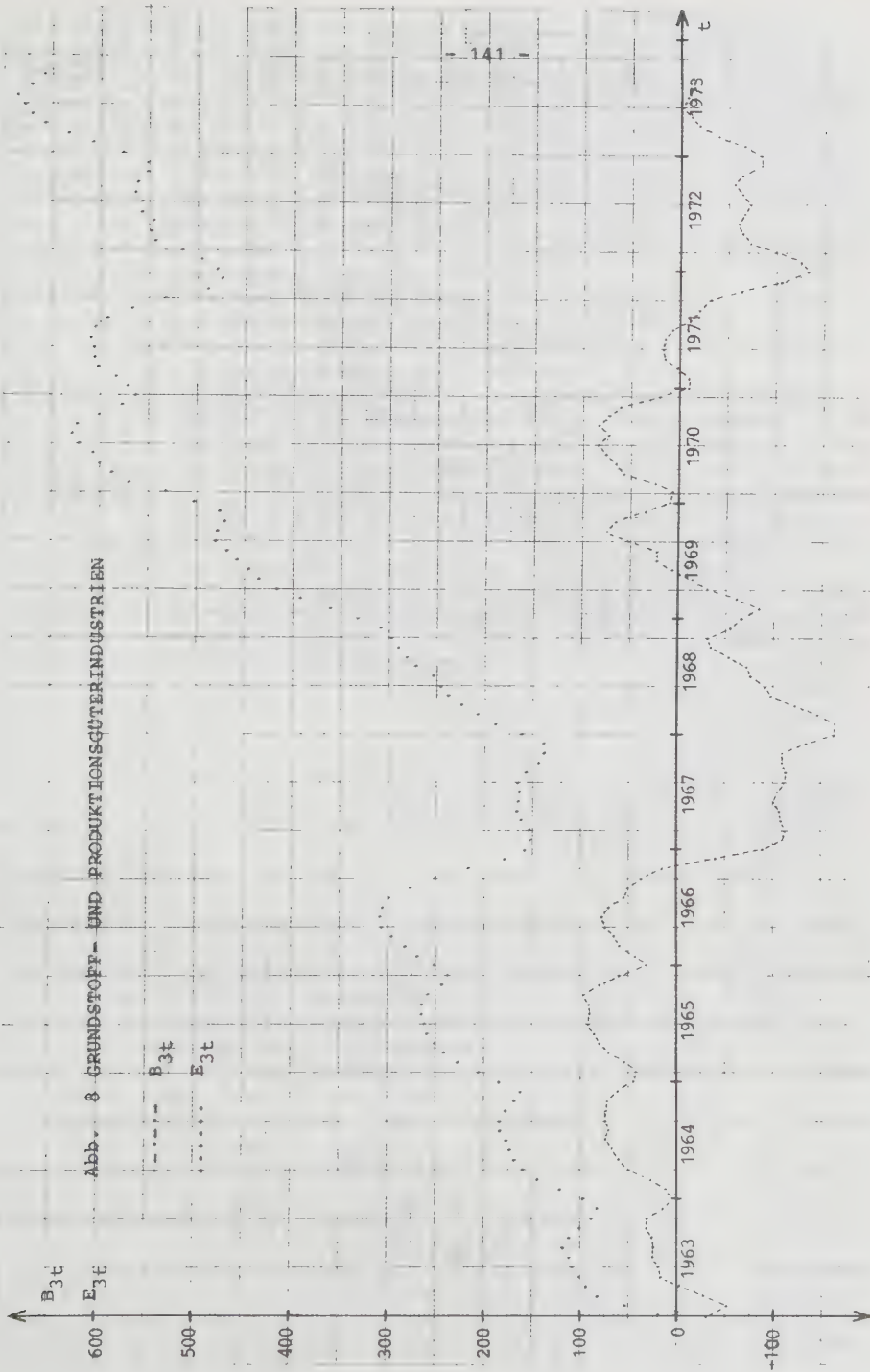


Abb. 8 GRUNDSTOFF- UND PRODUKTIONSGÜTERINDUSTRIEN



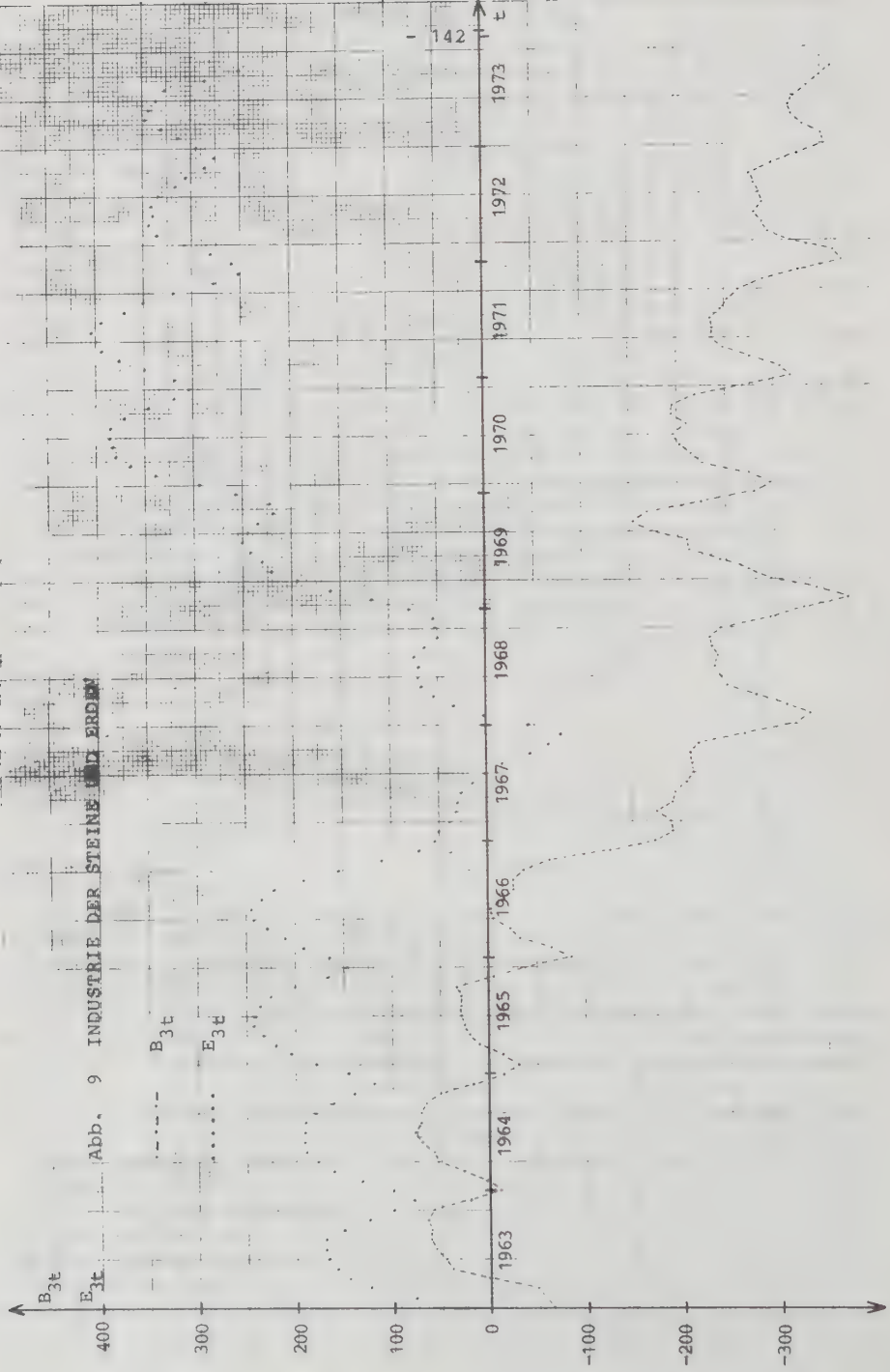
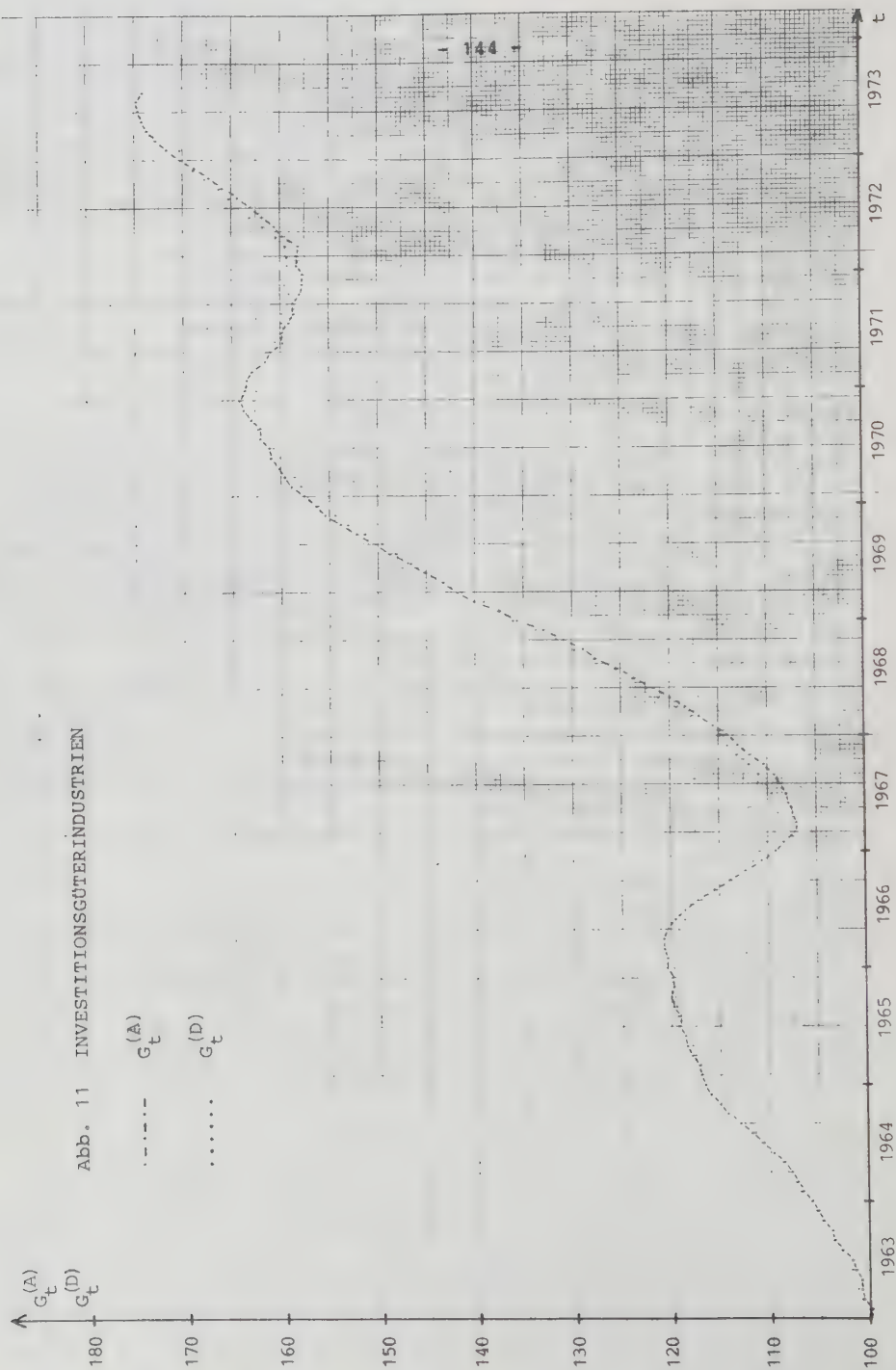


Abb. 9 INDUSTRIE DER STEINE UND ERDEN

Abb. 10 GESAMTE INDUSTRIE



Abb. 11 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN



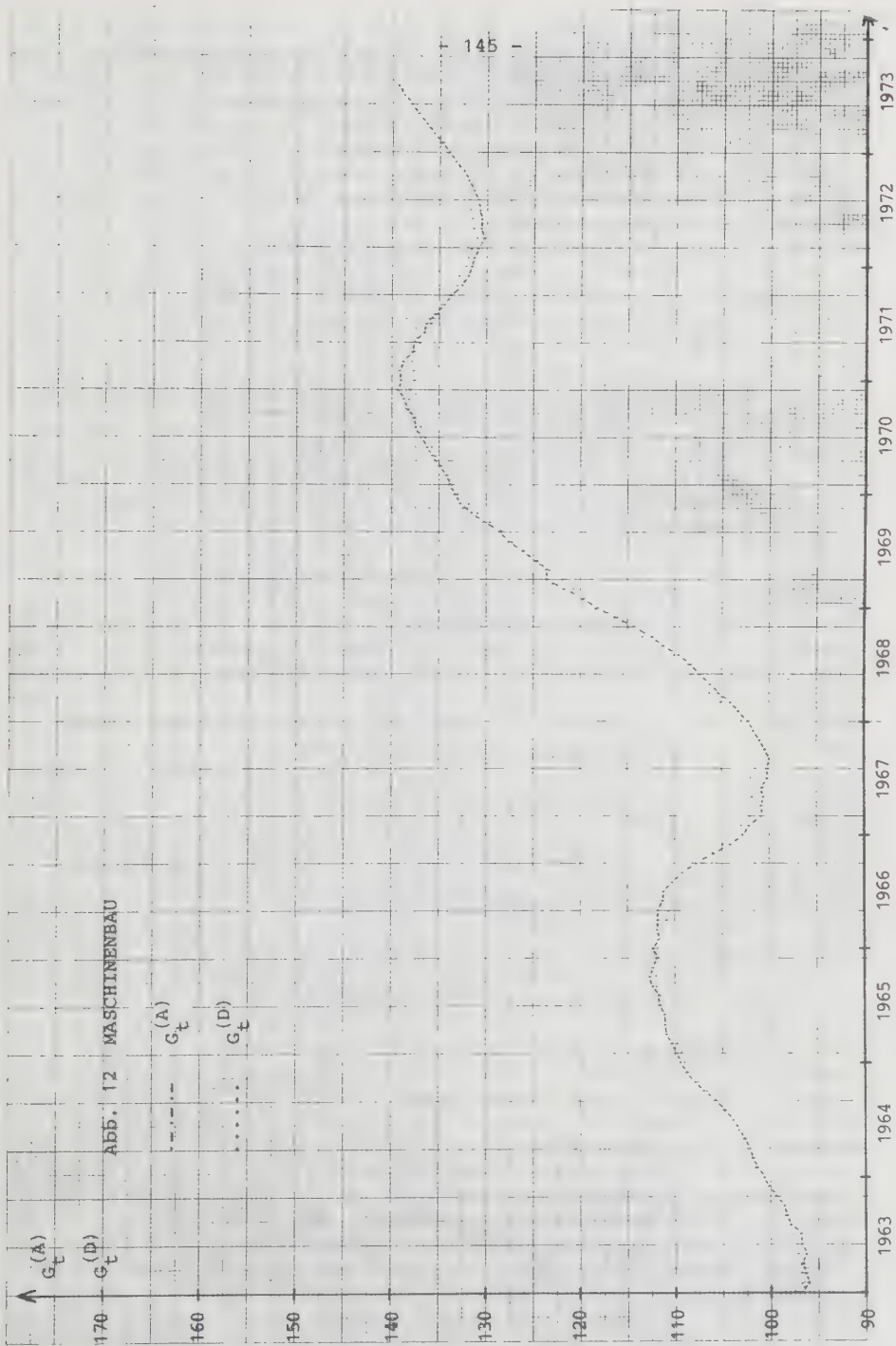
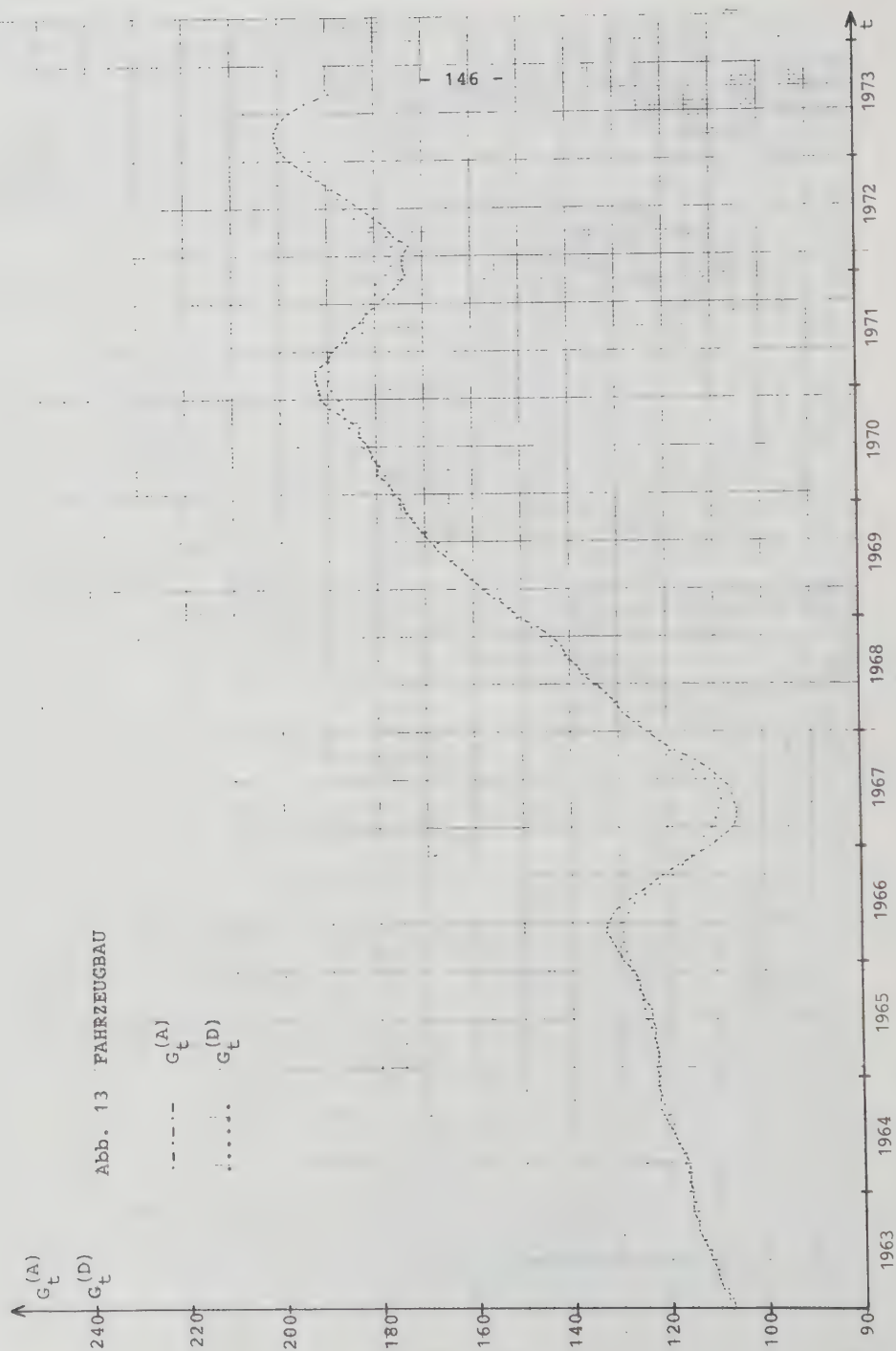


Abb. 12 MASCHINENBAU

$G_t^{(A)}$ (dashed line)
 $G_t^{(D)}$ (dotted line)



$\lambda_{G_t}^{(A)}$
 $G_t^{(D)}$

ABB. 14 ELEKTROTECHNISCHE INDUSTRIE

$G_t^{(A)}$

$G_t^{(B)}$

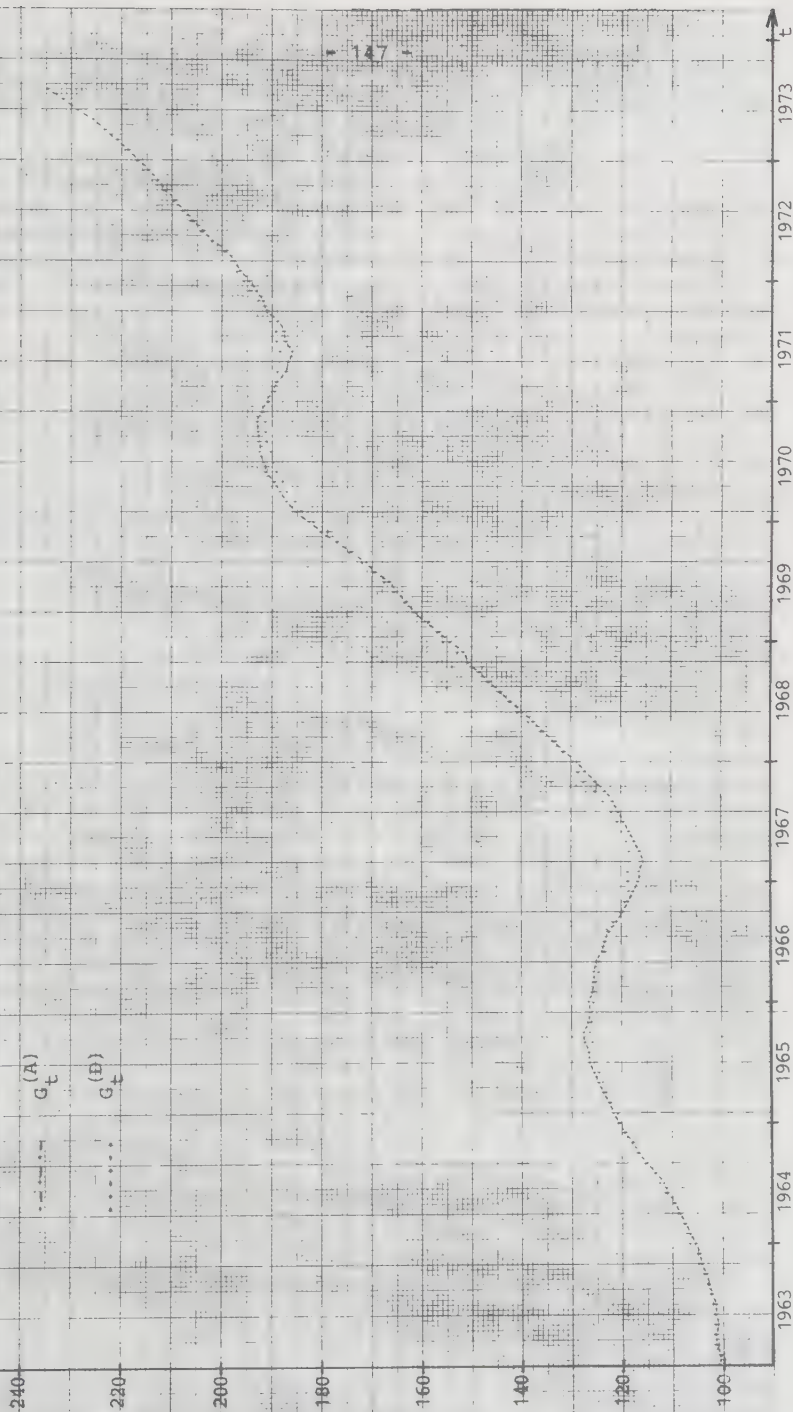
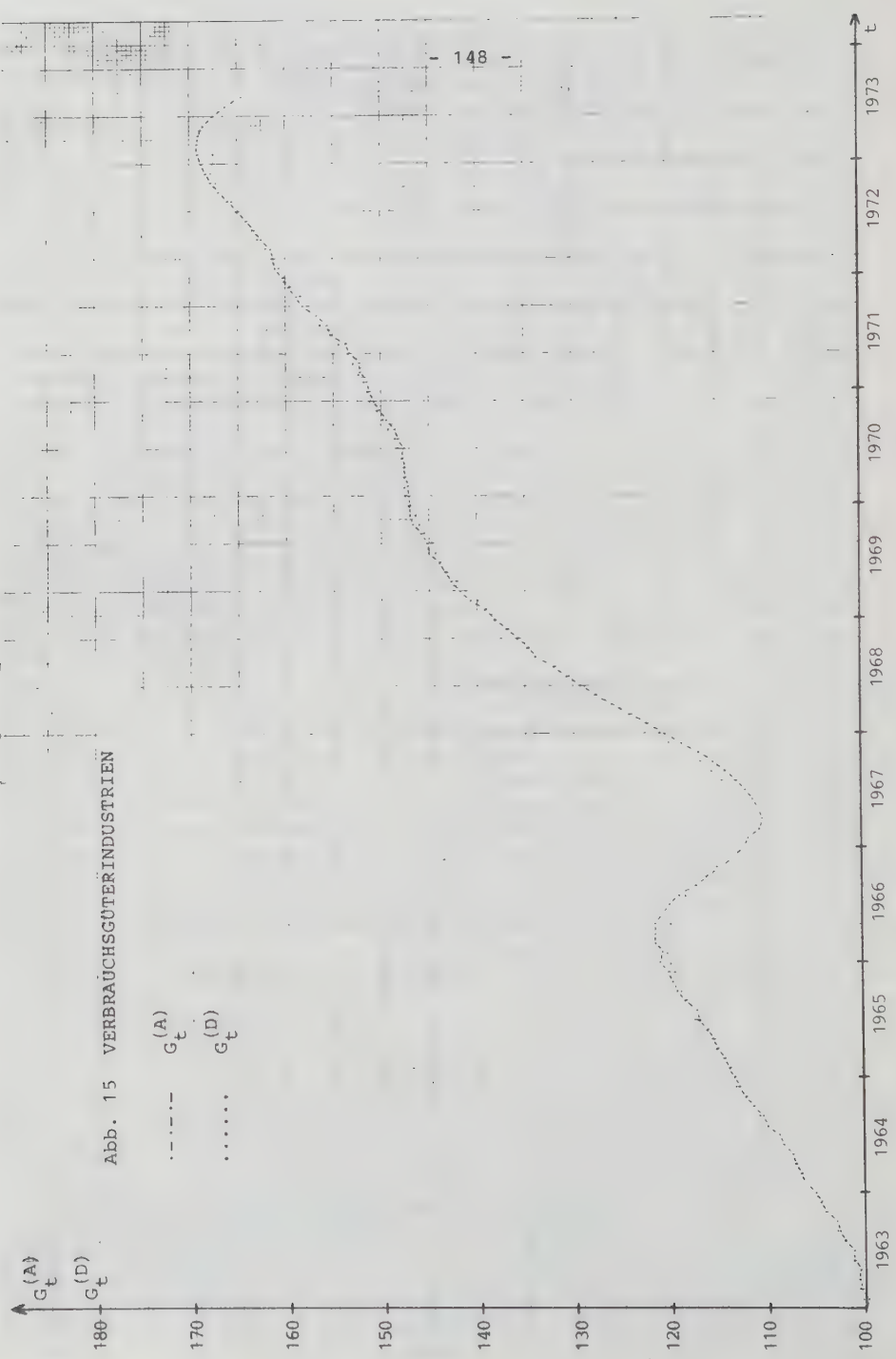
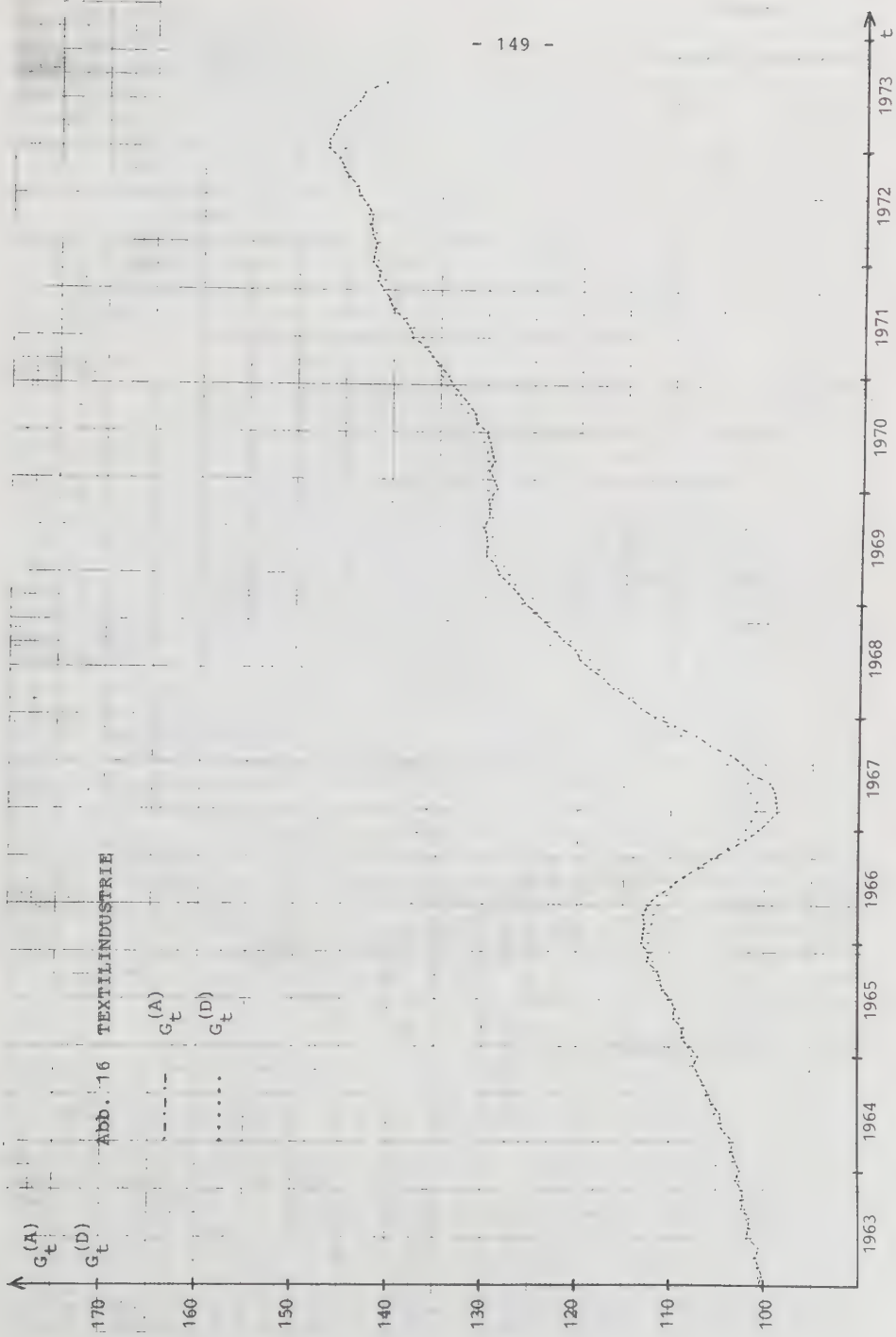


Abb. 15 VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN





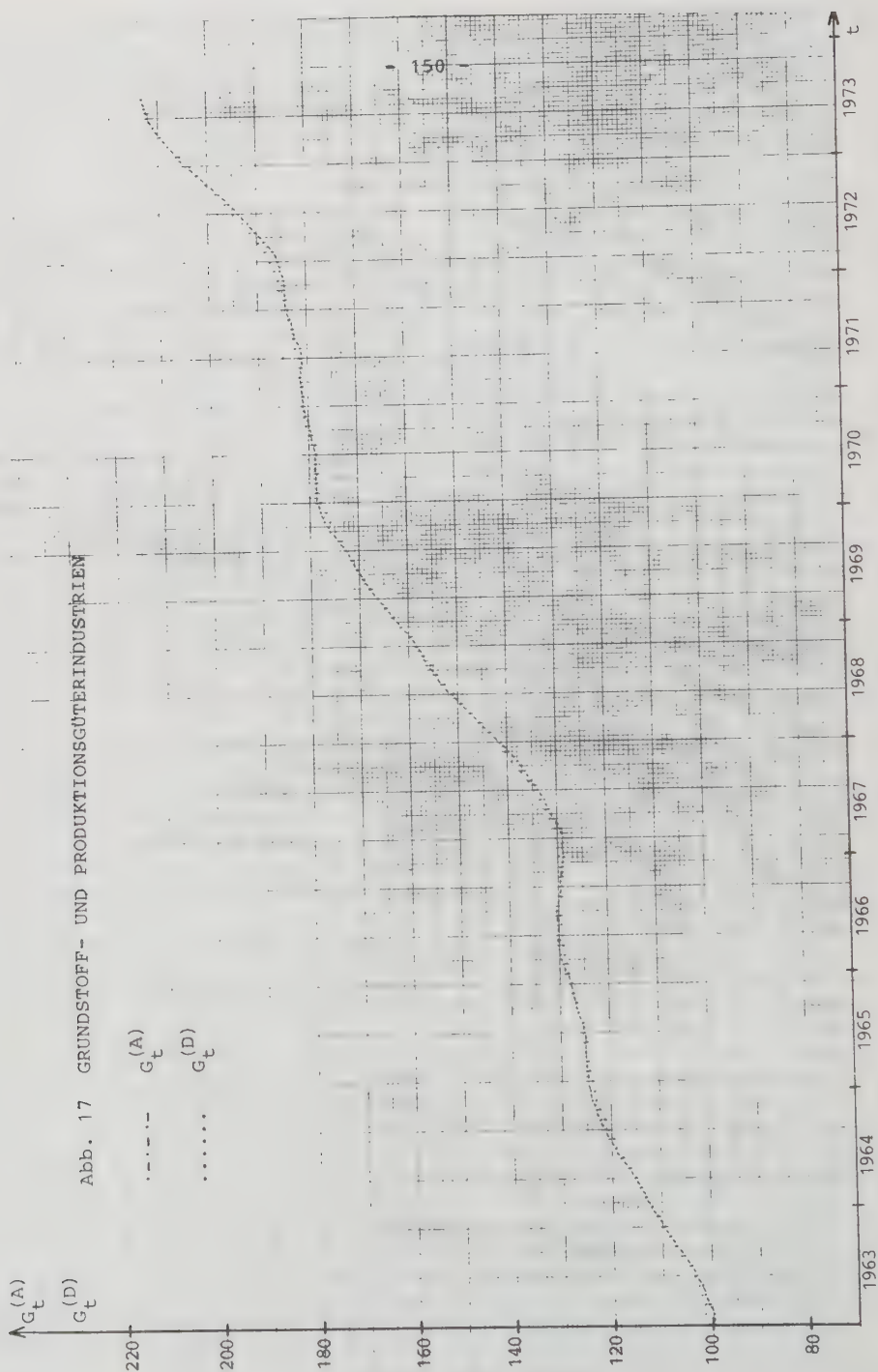
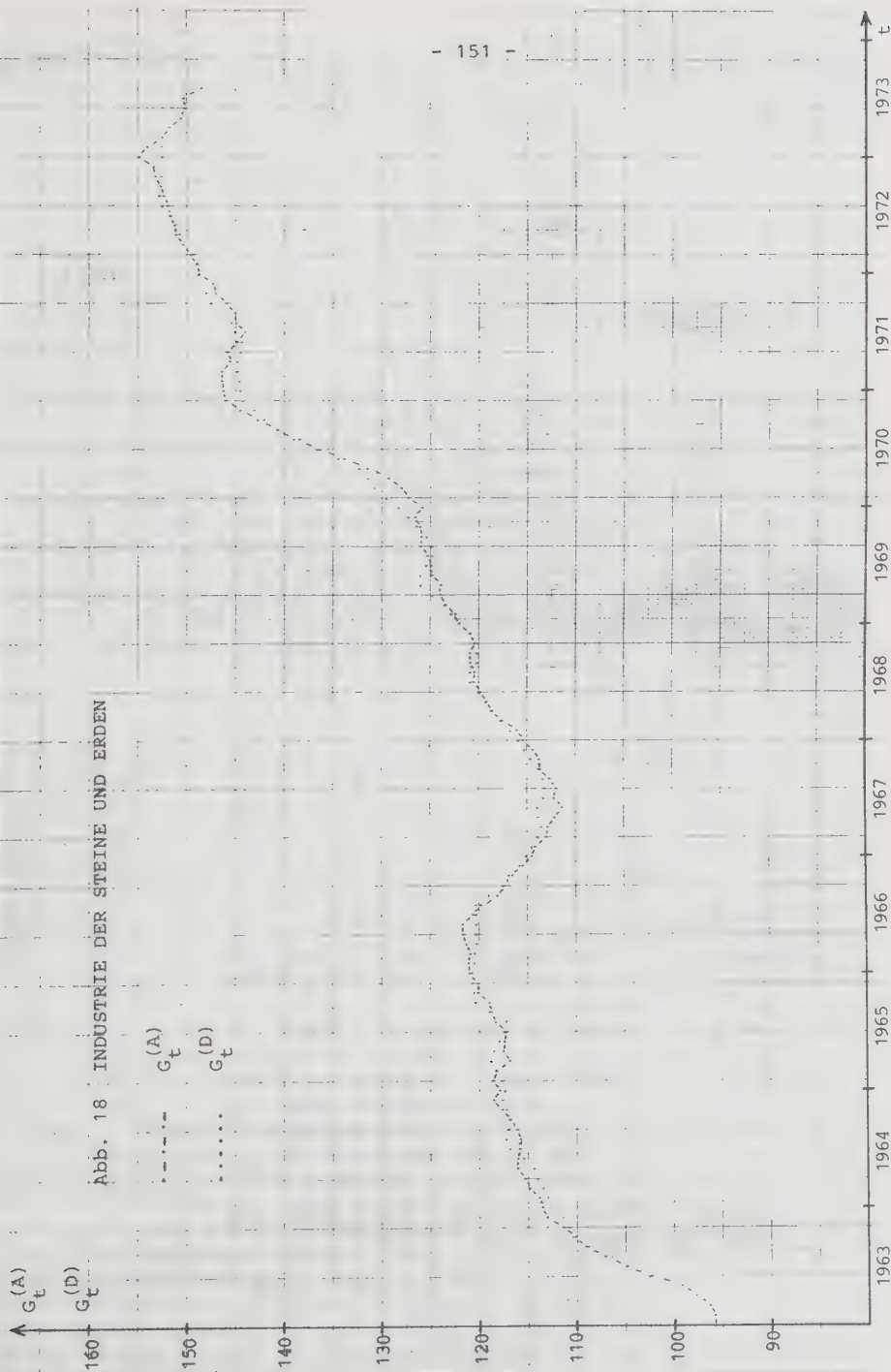
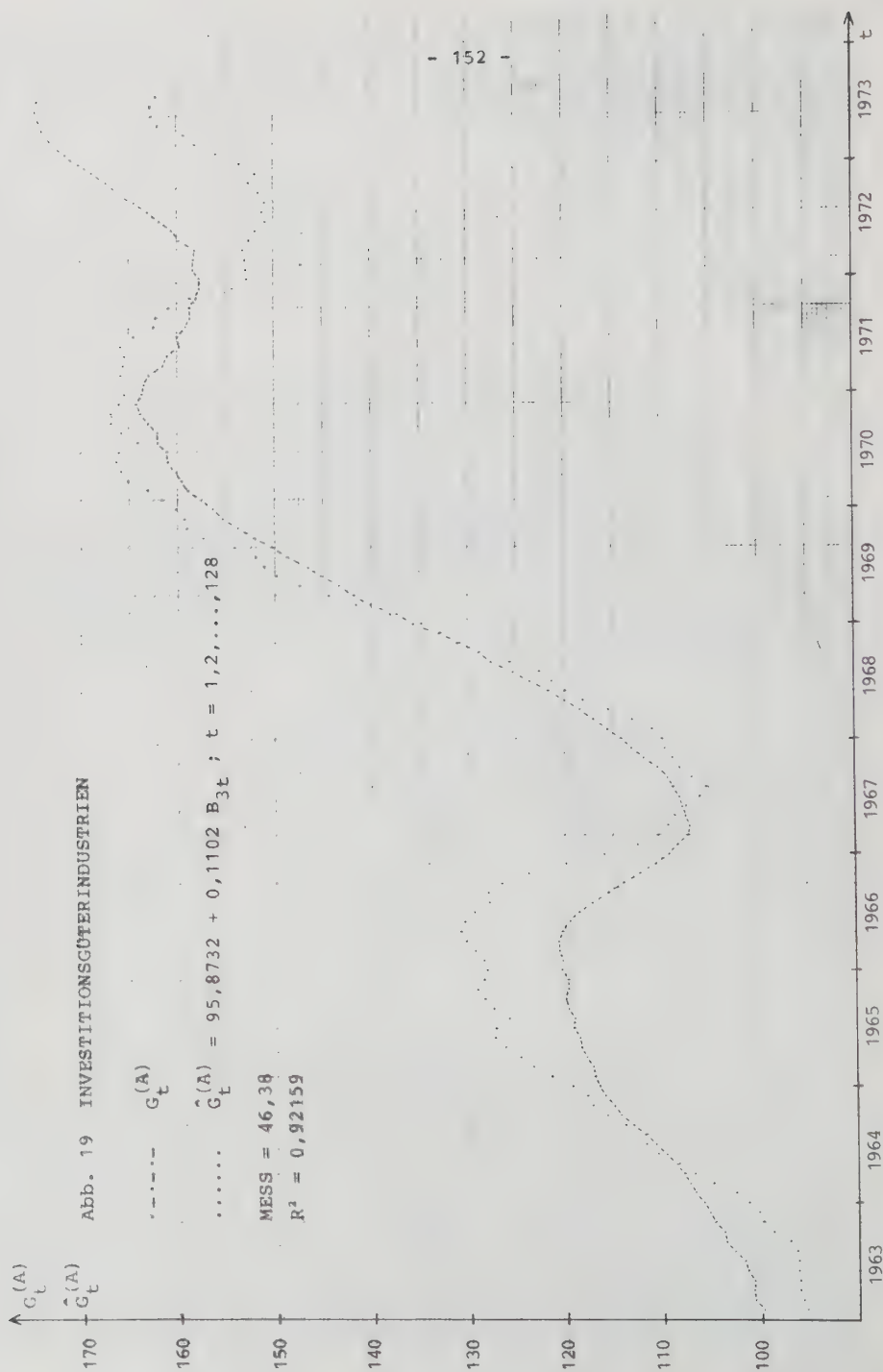


Abb. 18 INDUSTRIE DER STEINE UND ERDEN





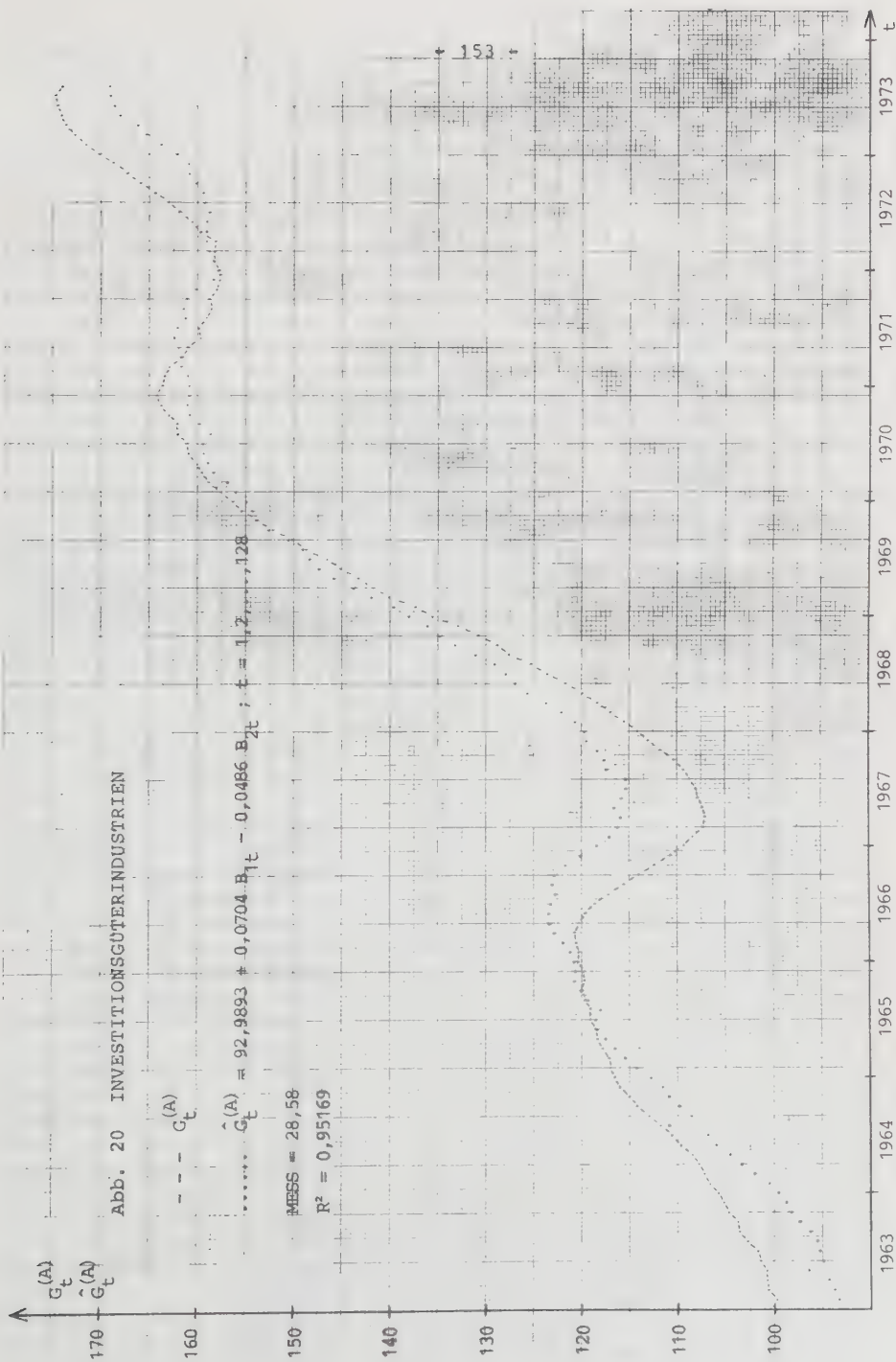
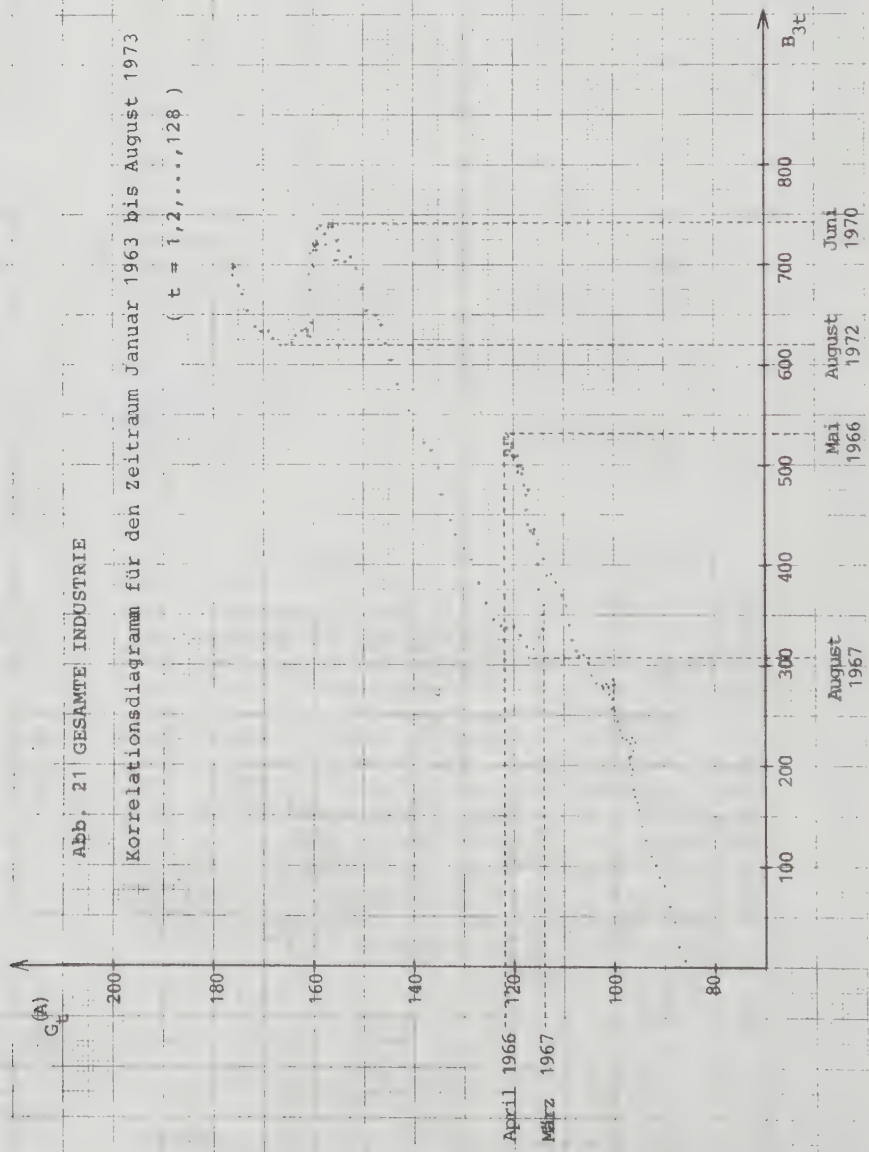


Abb. 21 GESAMTE INDUSTRIE

Korrelationsdiagramm für den Zeitraum Januar 1963 bis August 1973

($t = 1, 2, \dots, 128$)



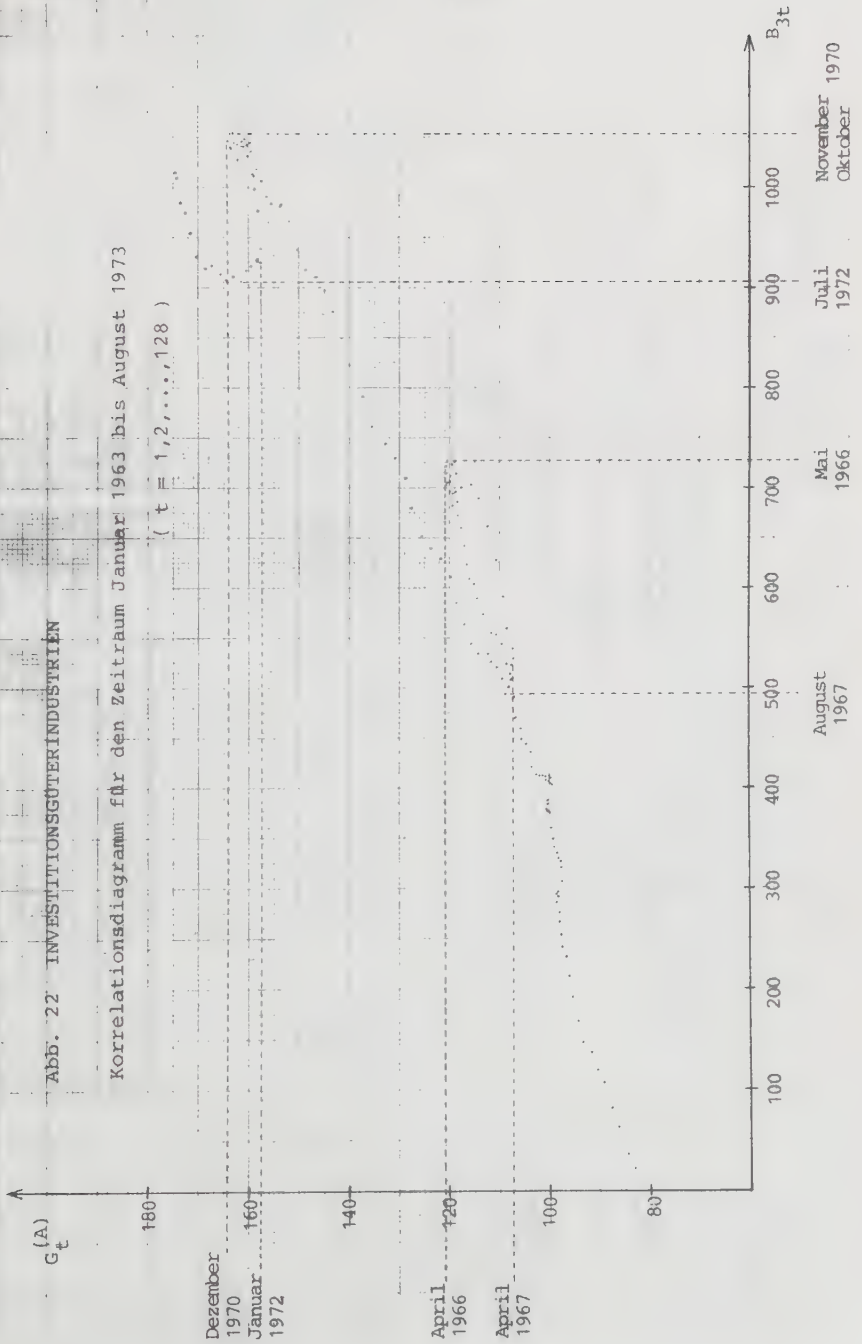


Abb. 23 ELEKTROTECHNISCHE INDUSTRIE

Korrelationsdiagramm für den Zeitraum Januar 1963 bis August 1973

($t = 1, 2, \dots, 128$)

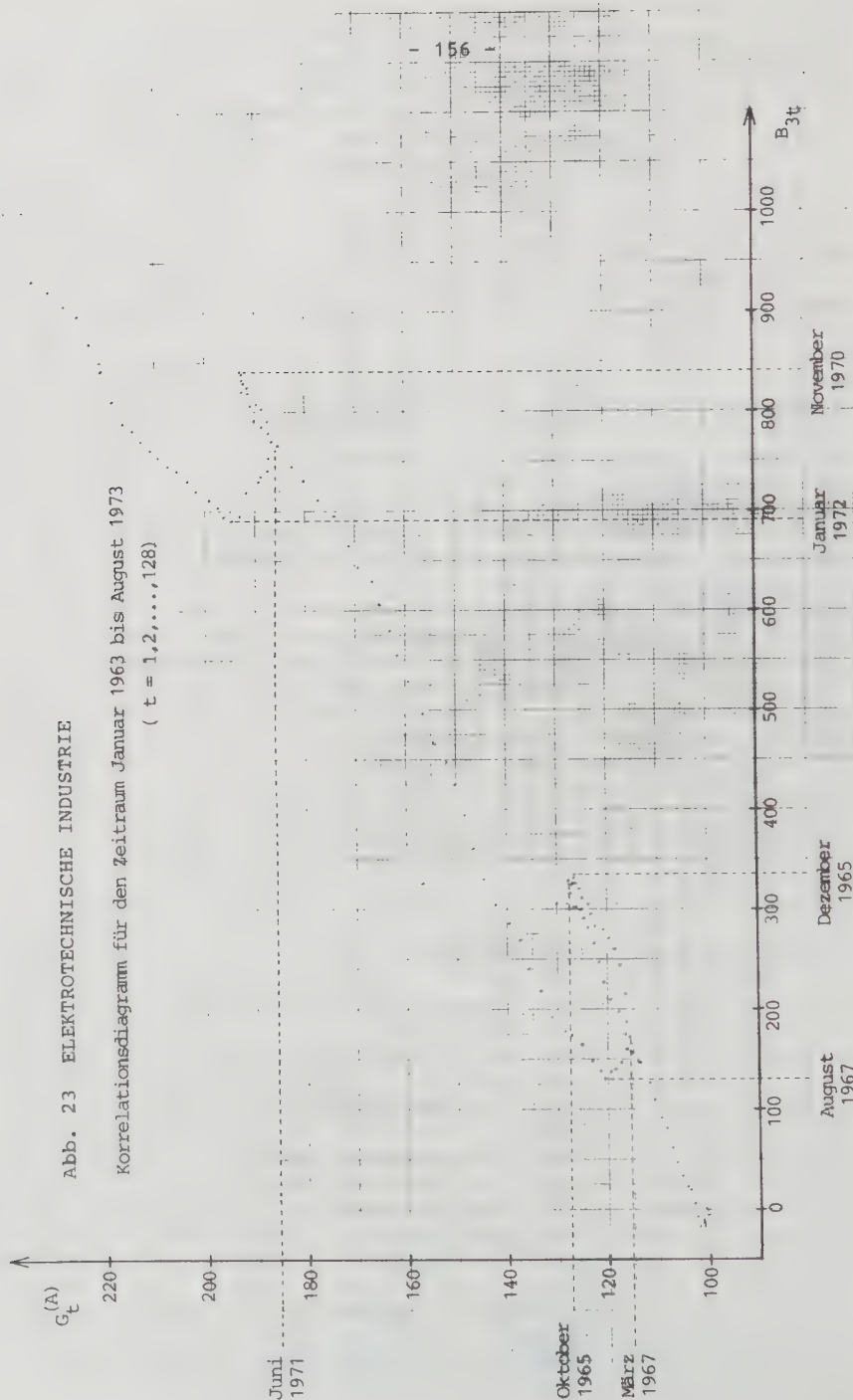


Abb. 24 VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN

Korrelationsdiagramm für den Zeitraum Januar 1963 bis August 1973

($t = 1, 2, \dots, 128$)

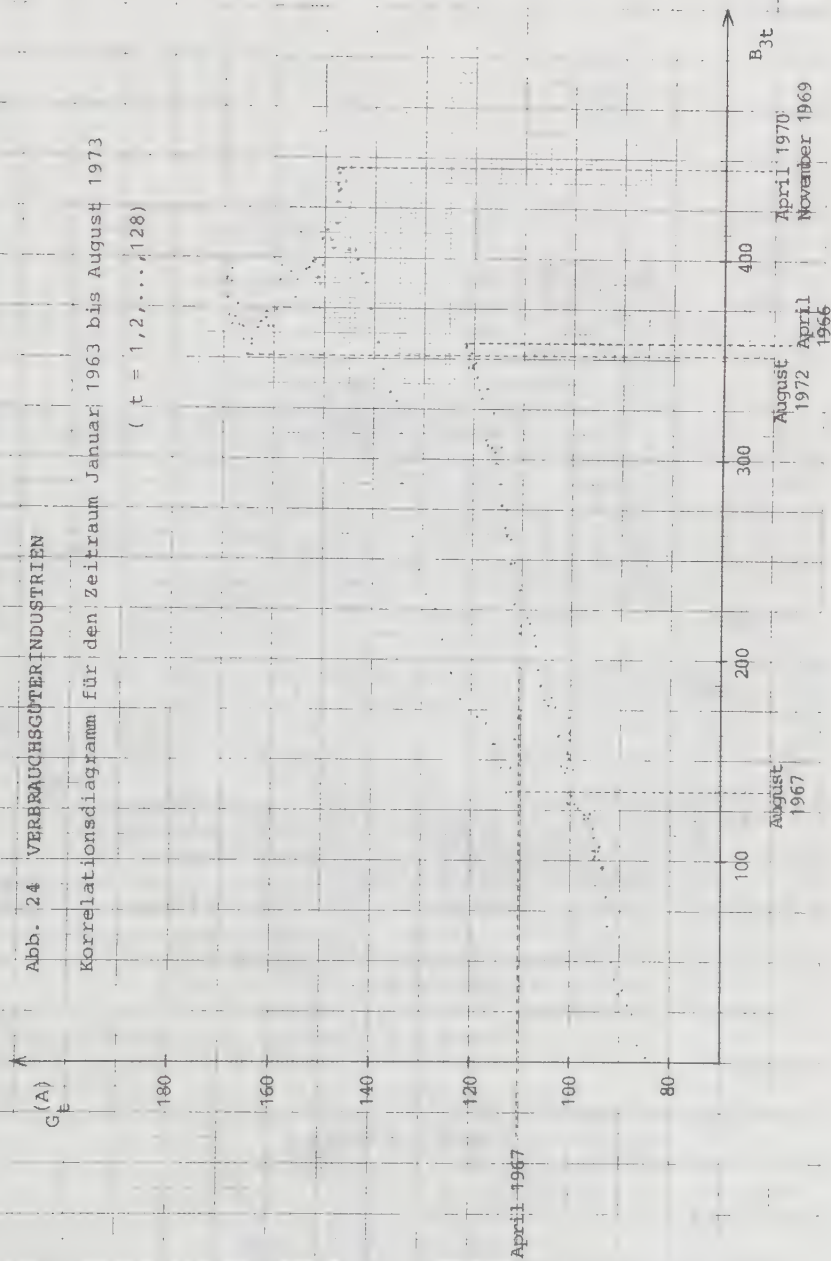


Abb. 25 GESAMTE INDUSTRIE

Korrelationsdiagramm mit $\lambda = 1$ für den Zeitraum Februar 1963 bis September 1973

($k = 2,3, \dots, 129$)

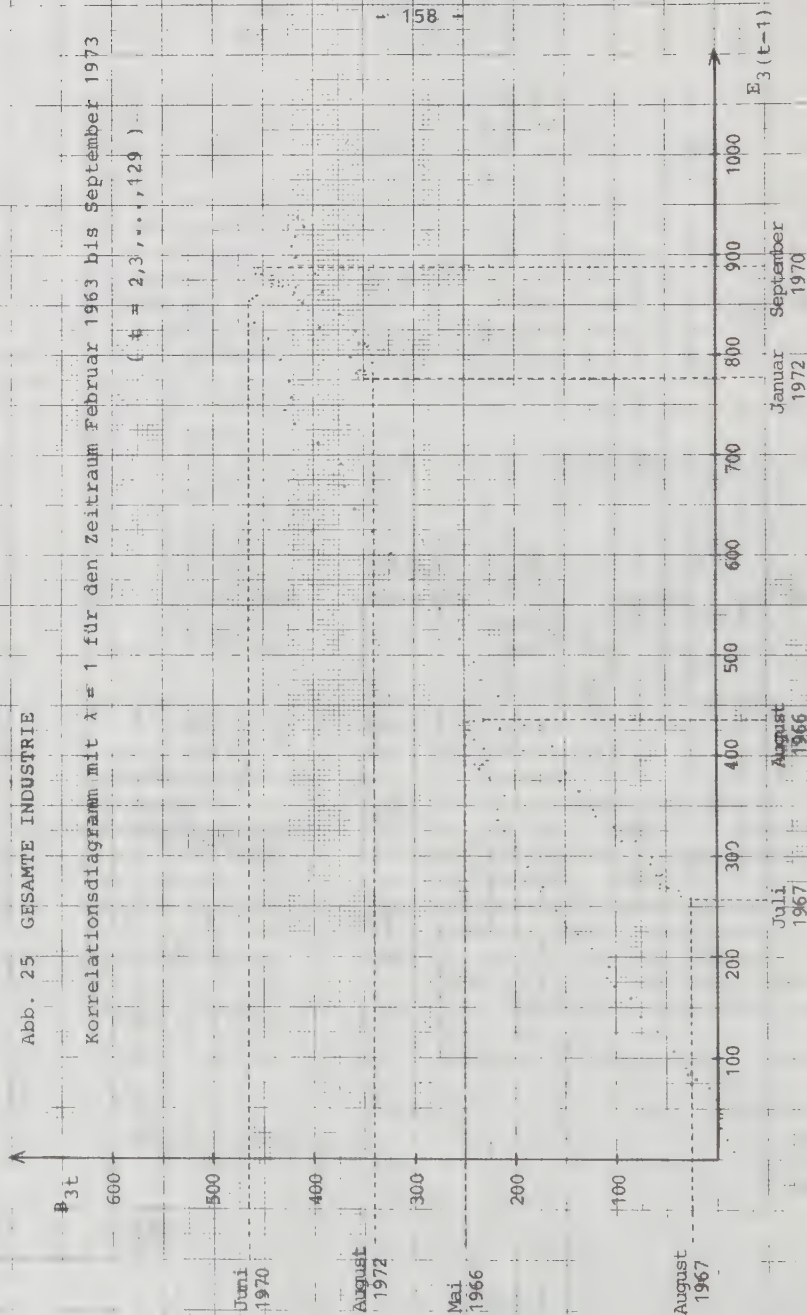


Abb. 26 GESAMTE INDUSTRIE

Korrelationsdiagramm mit $\lambda = 2$ für den Zeitraum März 1963 bis September 1973

($t = 3, 4, \dots, 129$)

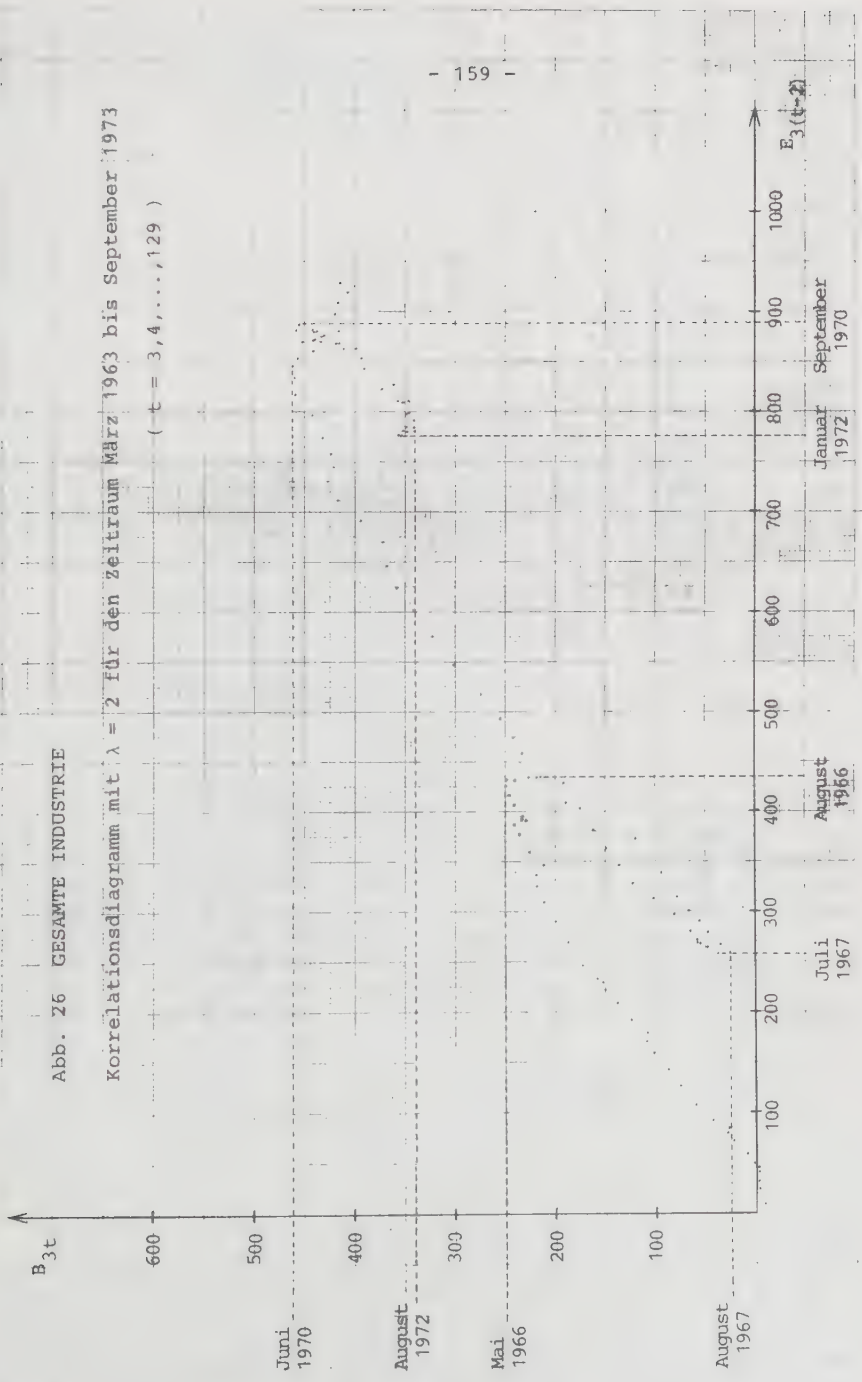
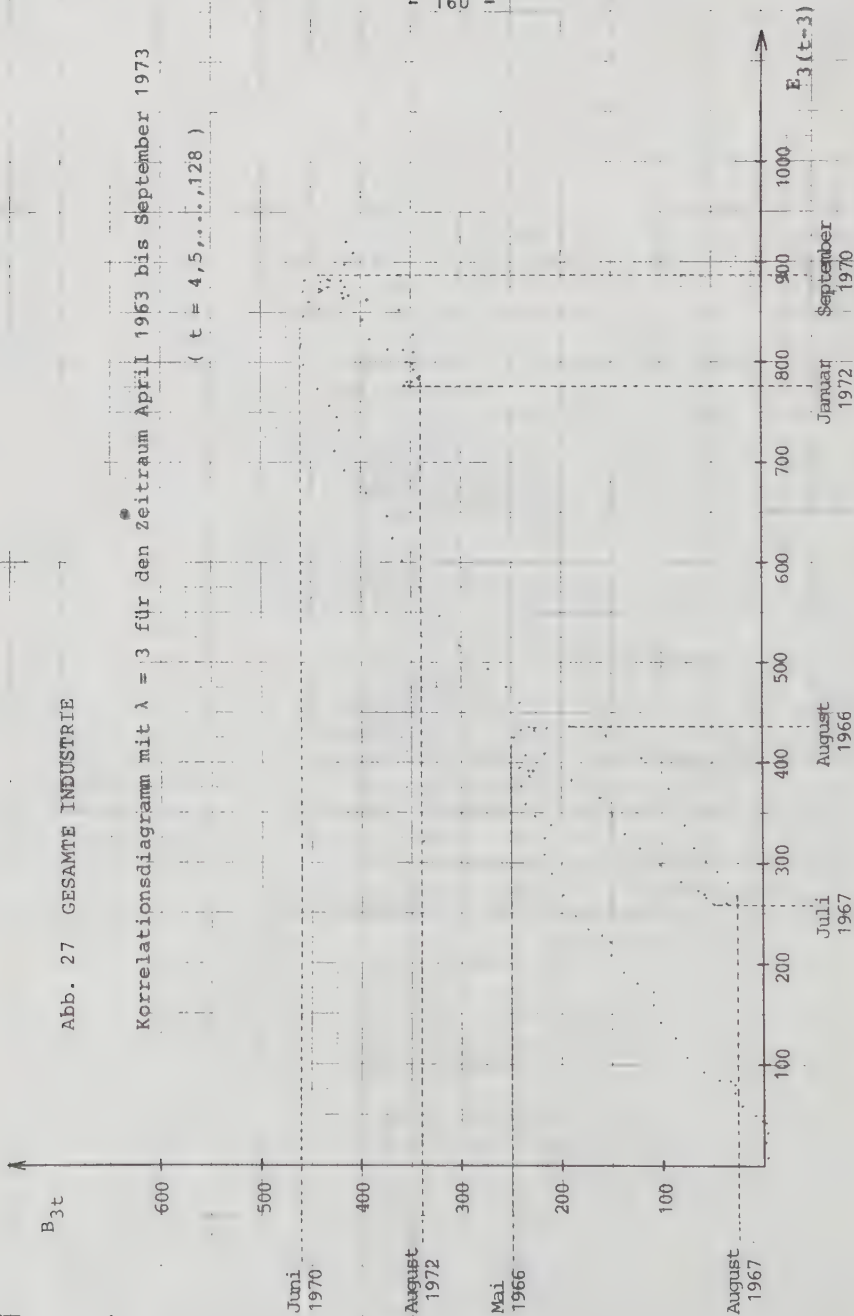
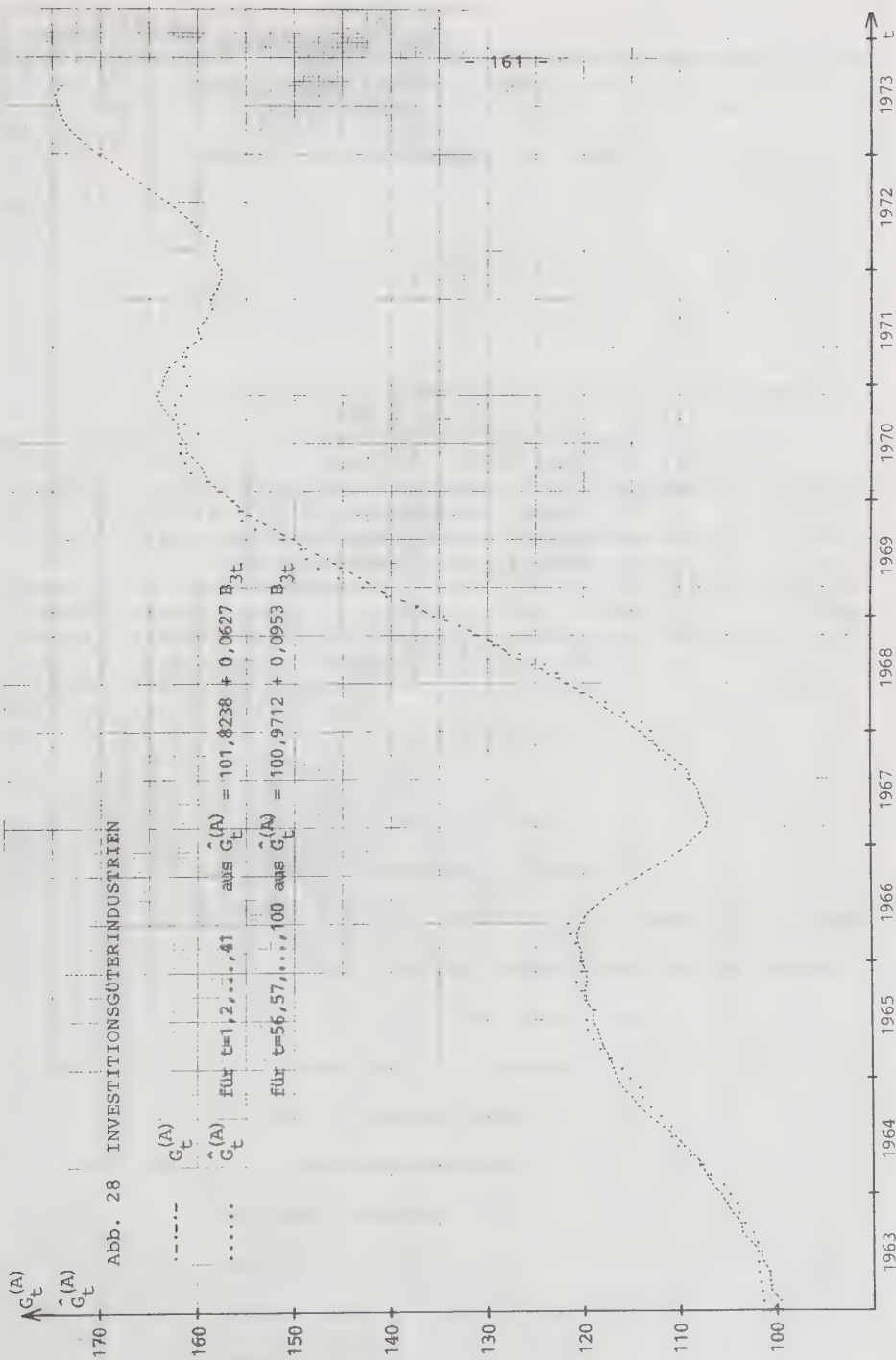


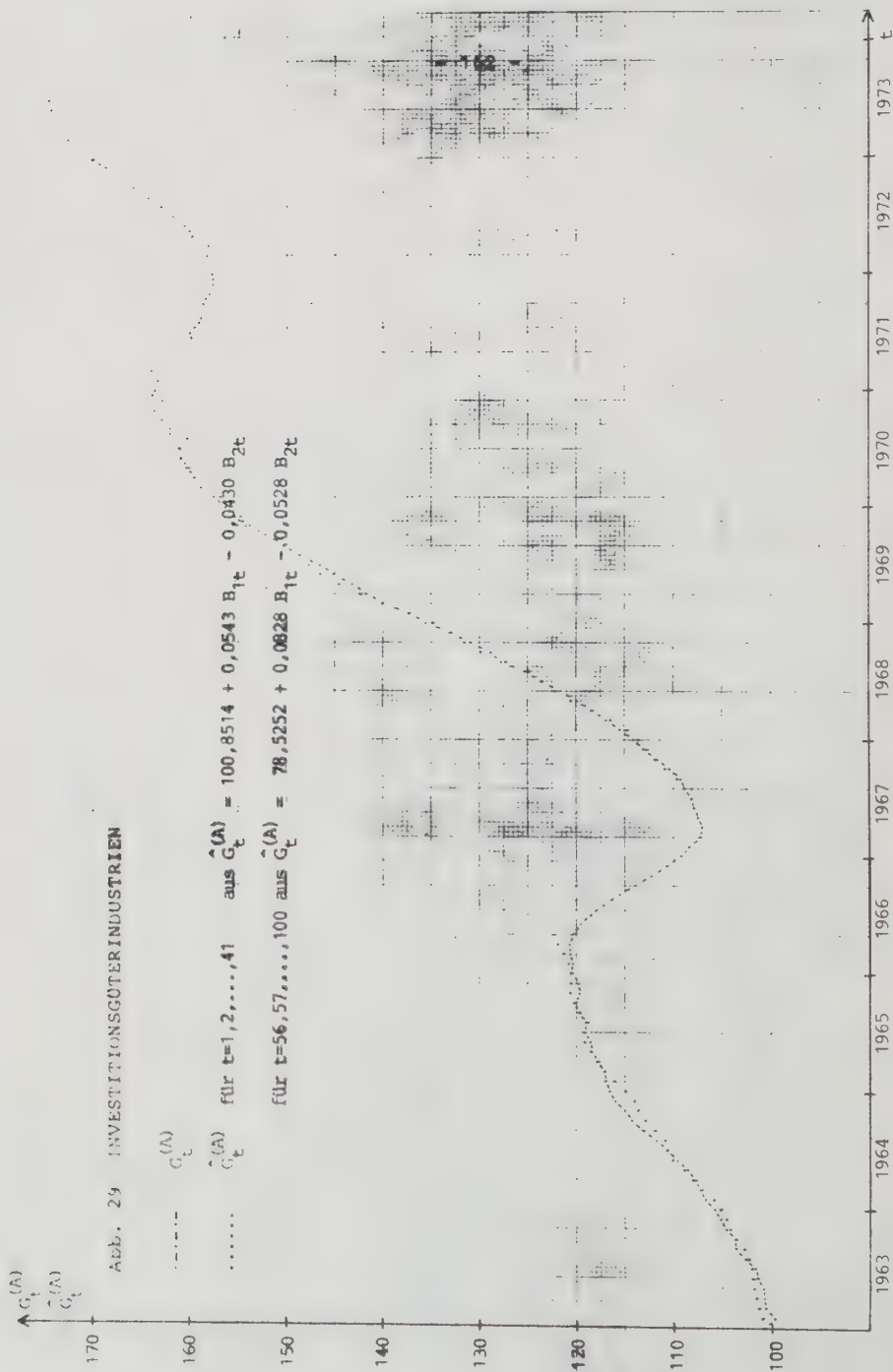
Abb. 27 GESAMTE INDUSTRIE

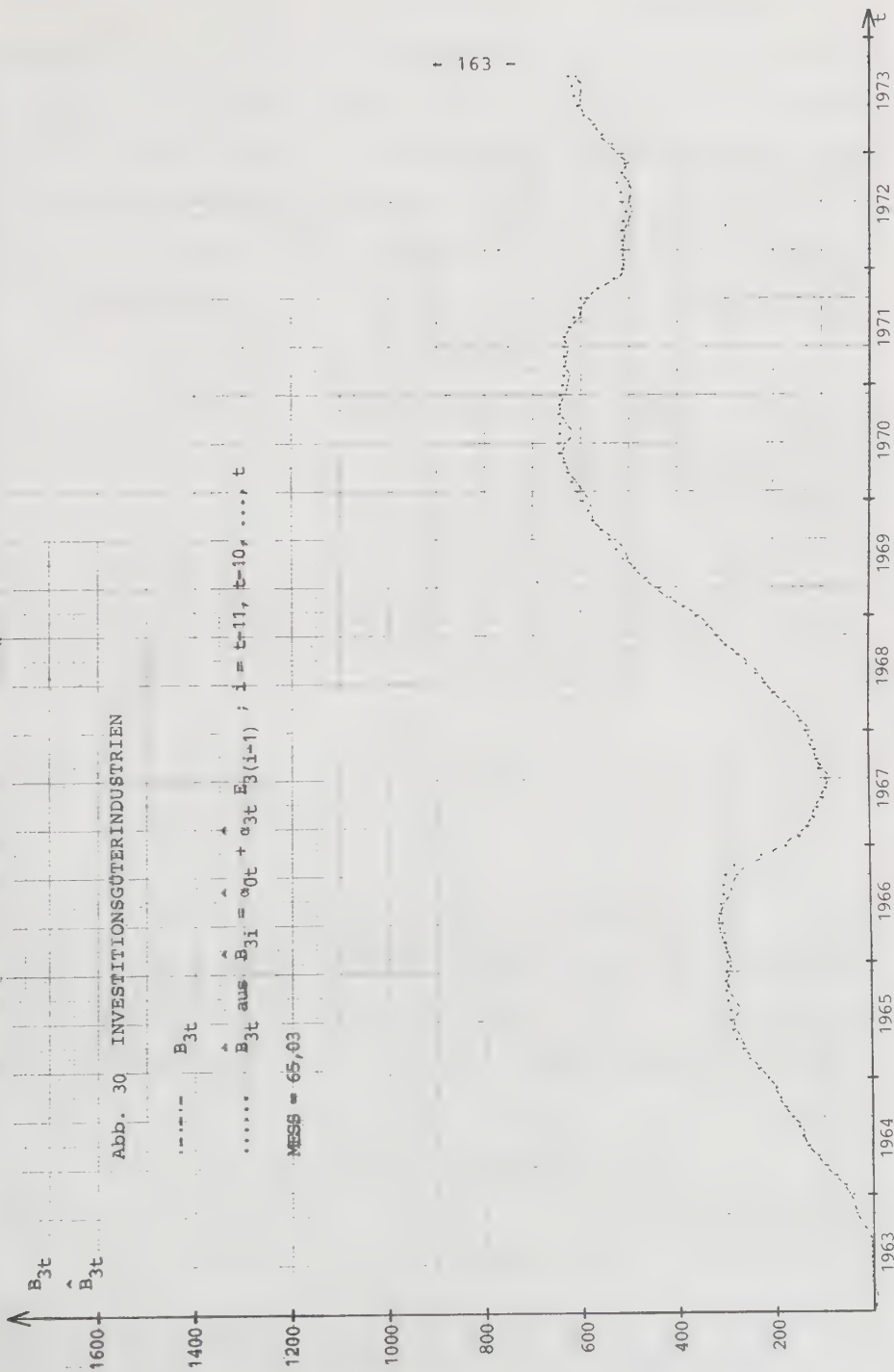
Korrelationsdiagramm mit $\lambda = 3$ für den Zeitraum April 1963 bis September 1973

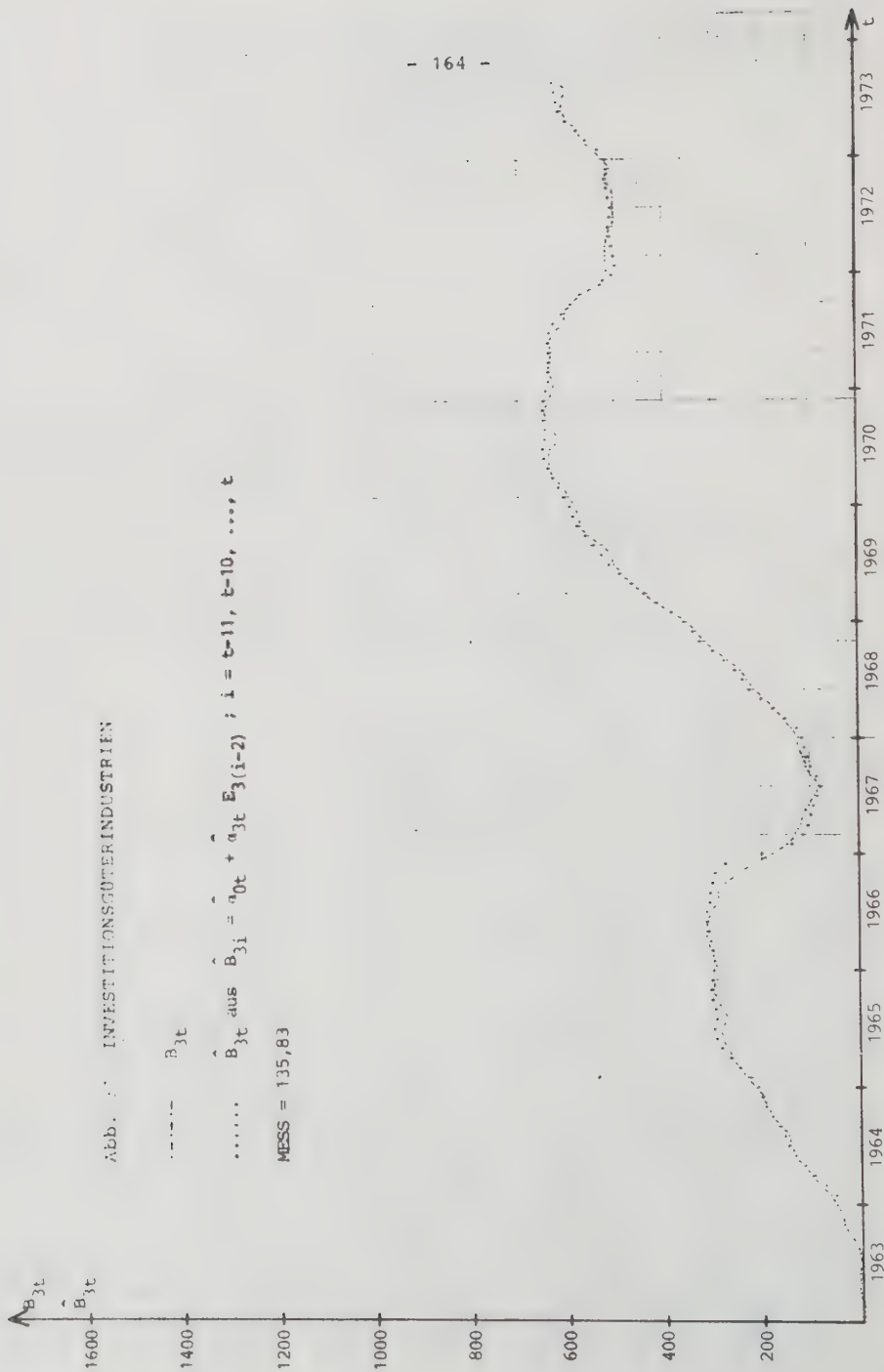
($t = 4,5, \dots, 128$)

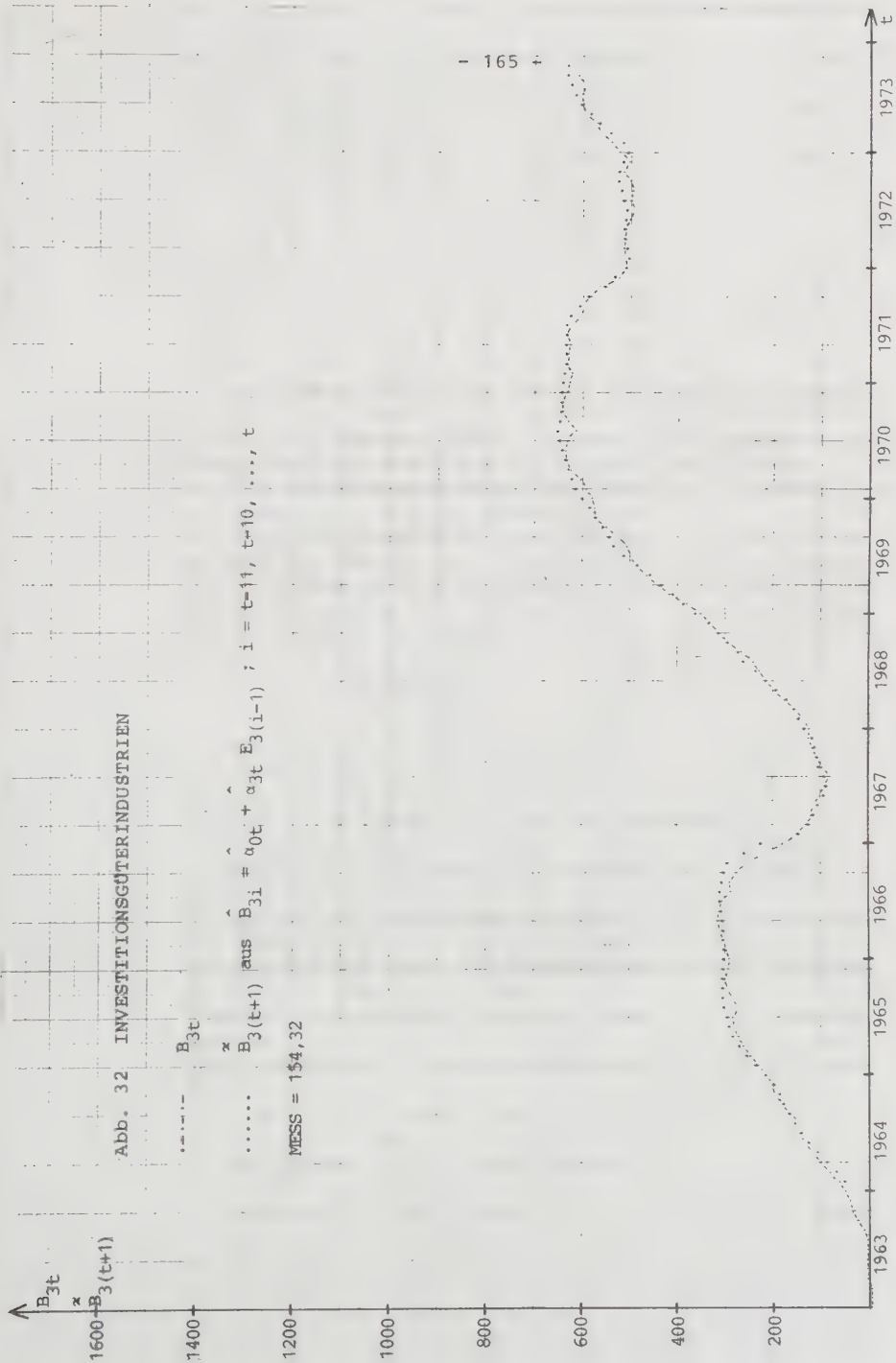


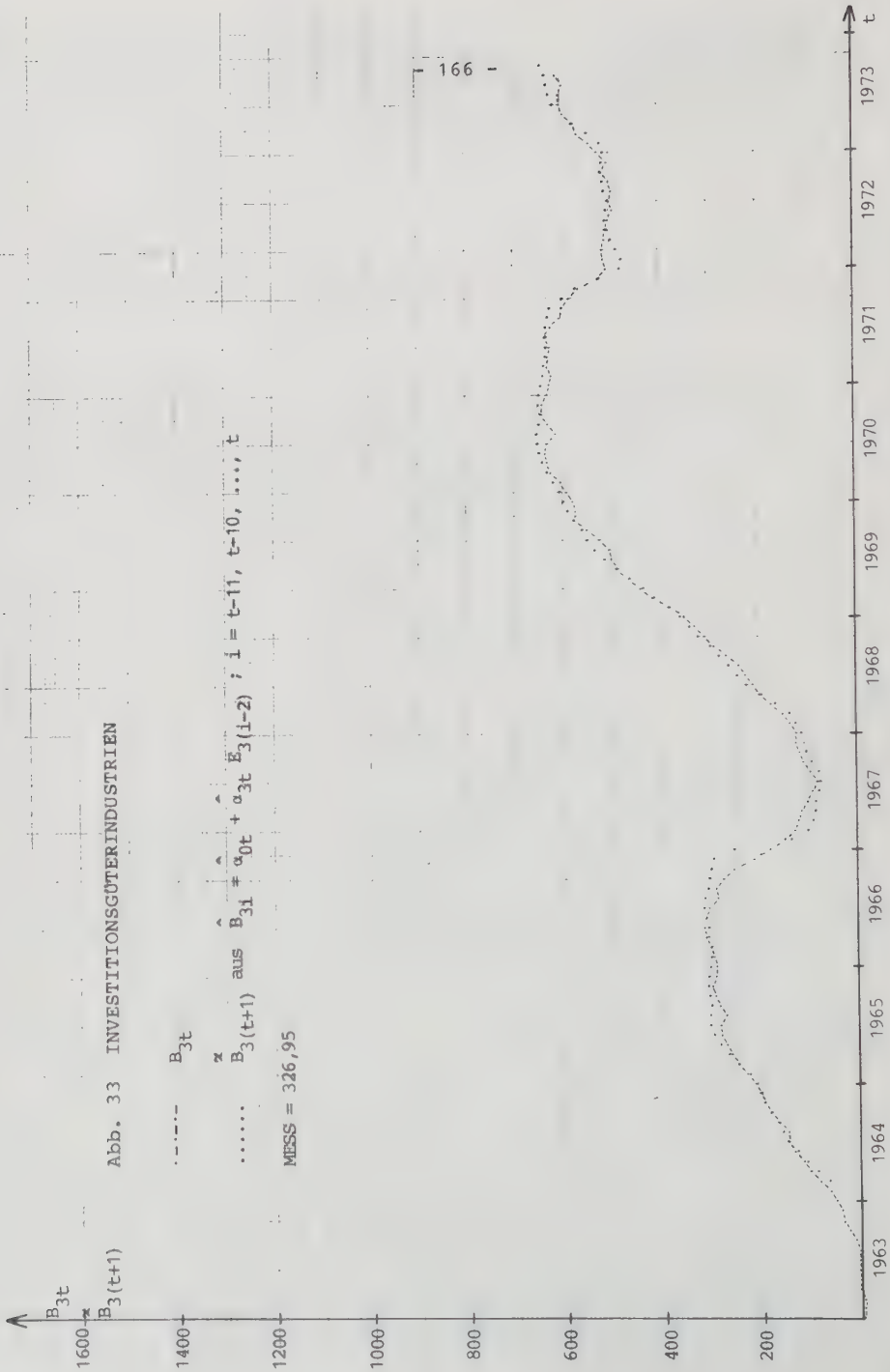












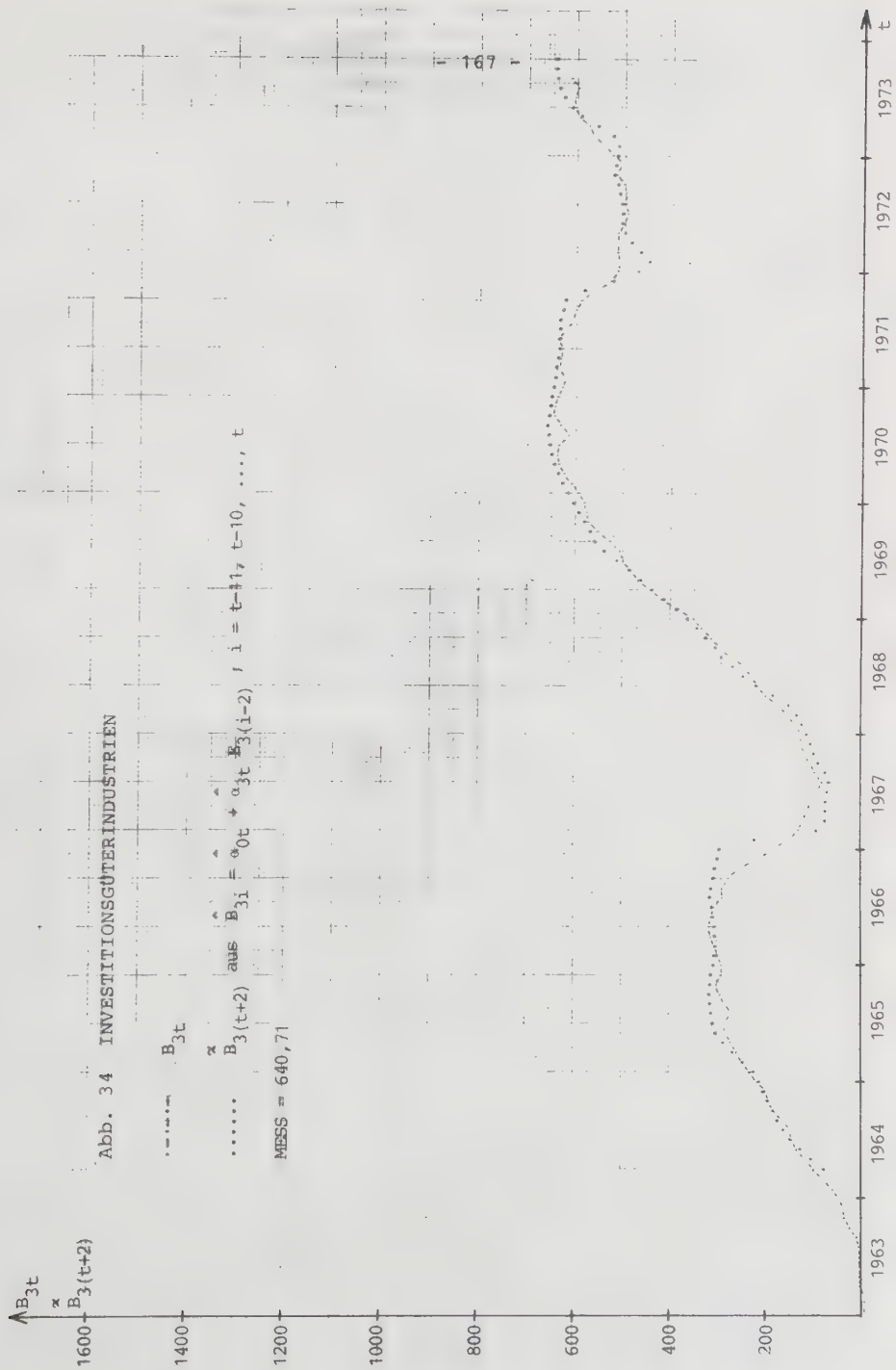


Abb. 35 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

----- B_{3t}

$$\dots\dots \hat{B}_{3t} \text{ aus } \hat{B}_{3t} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t + \hat{\alpha}_2 B_{2(t-1)} + \hat{\alpha}_3 B_{2(t-10)} + \hat{\alpha}_4 B_{2(t-11)} + \hat{\alpha}_5 B_{2(t-10)} + \hat{\alpha}_6 B_{2(t-11)} + \hat{\alpha}_7 B_{2(t-10)} + \hat{\alpha}_8 B_{2(t-11)} + \dots$$

MESS = 24,87

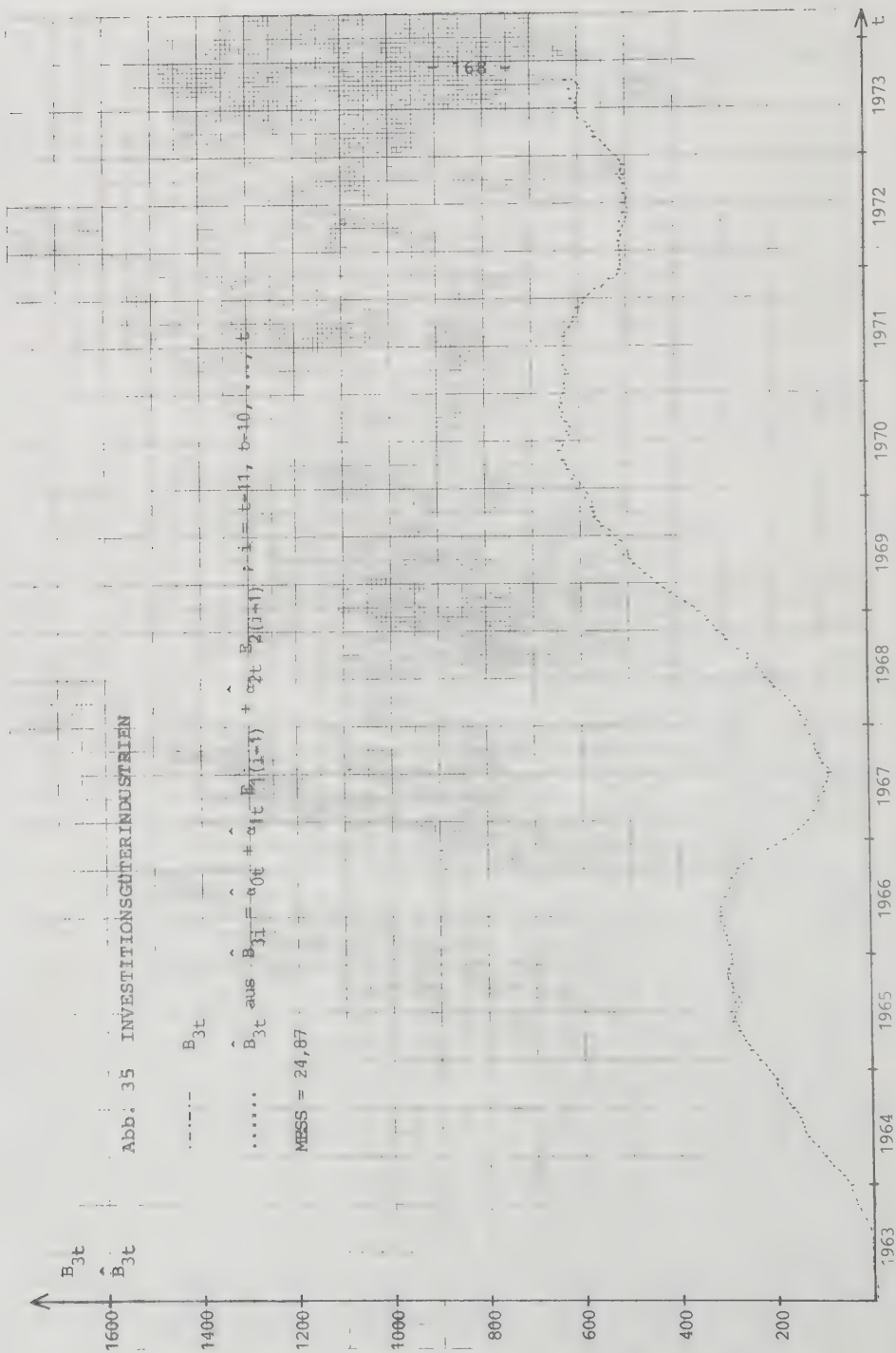
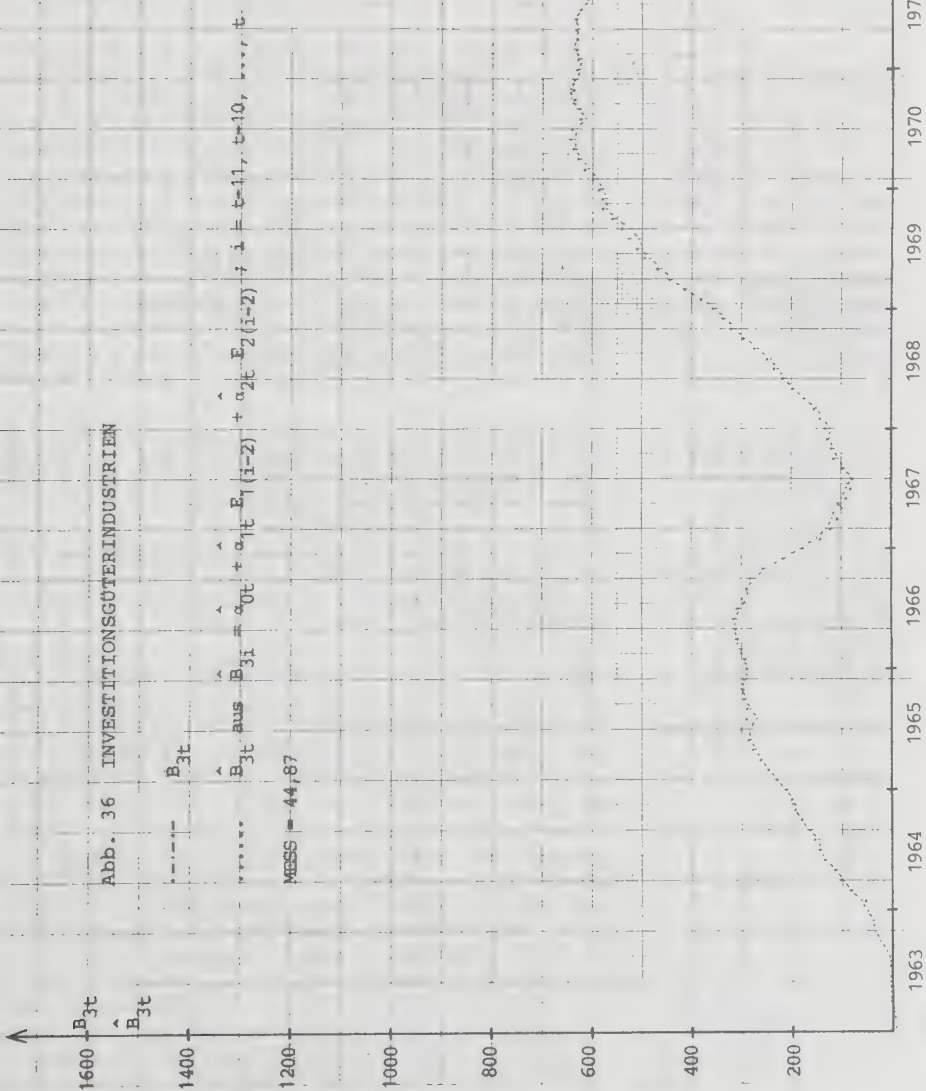
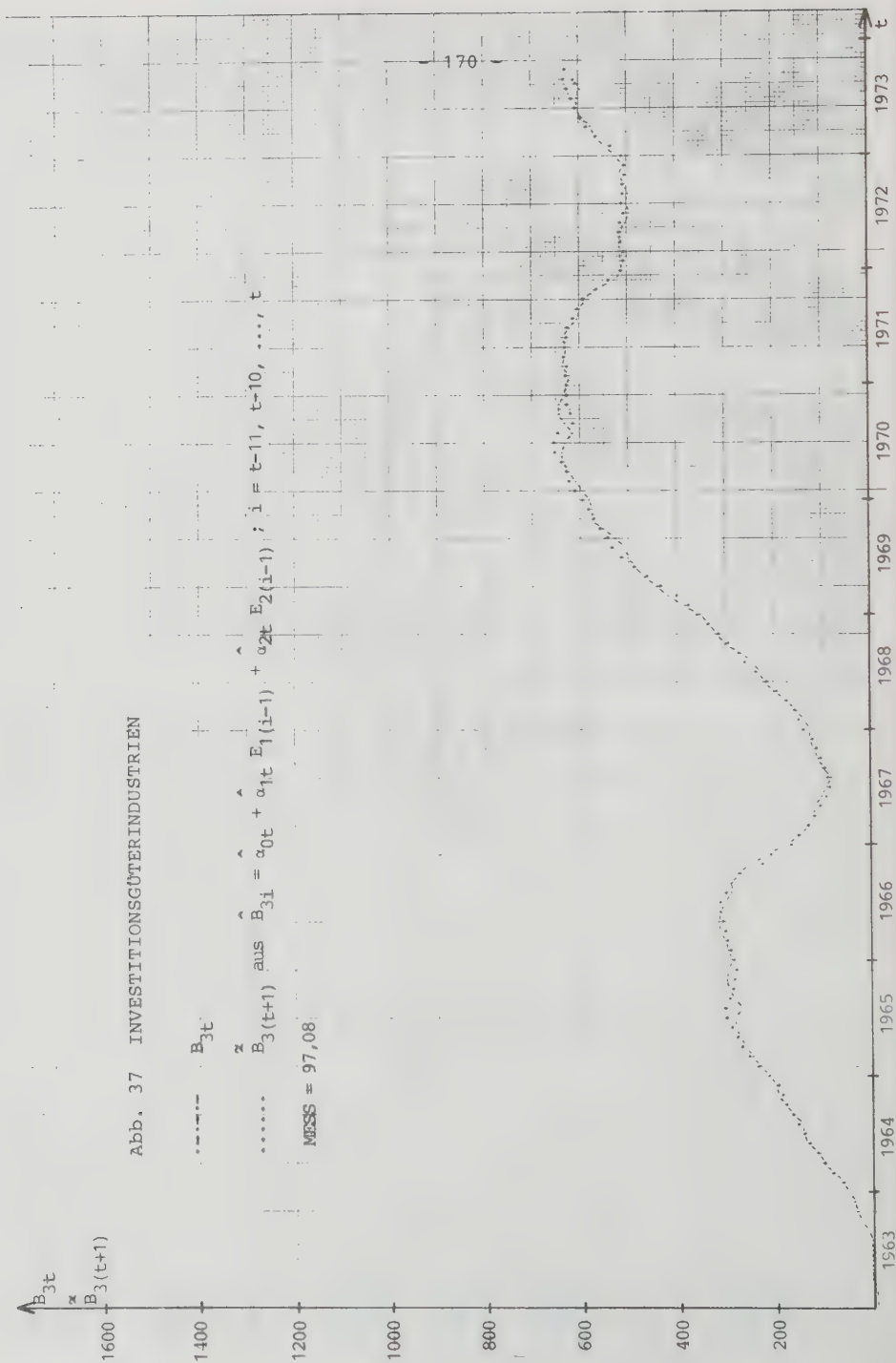


Abb. 36 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN





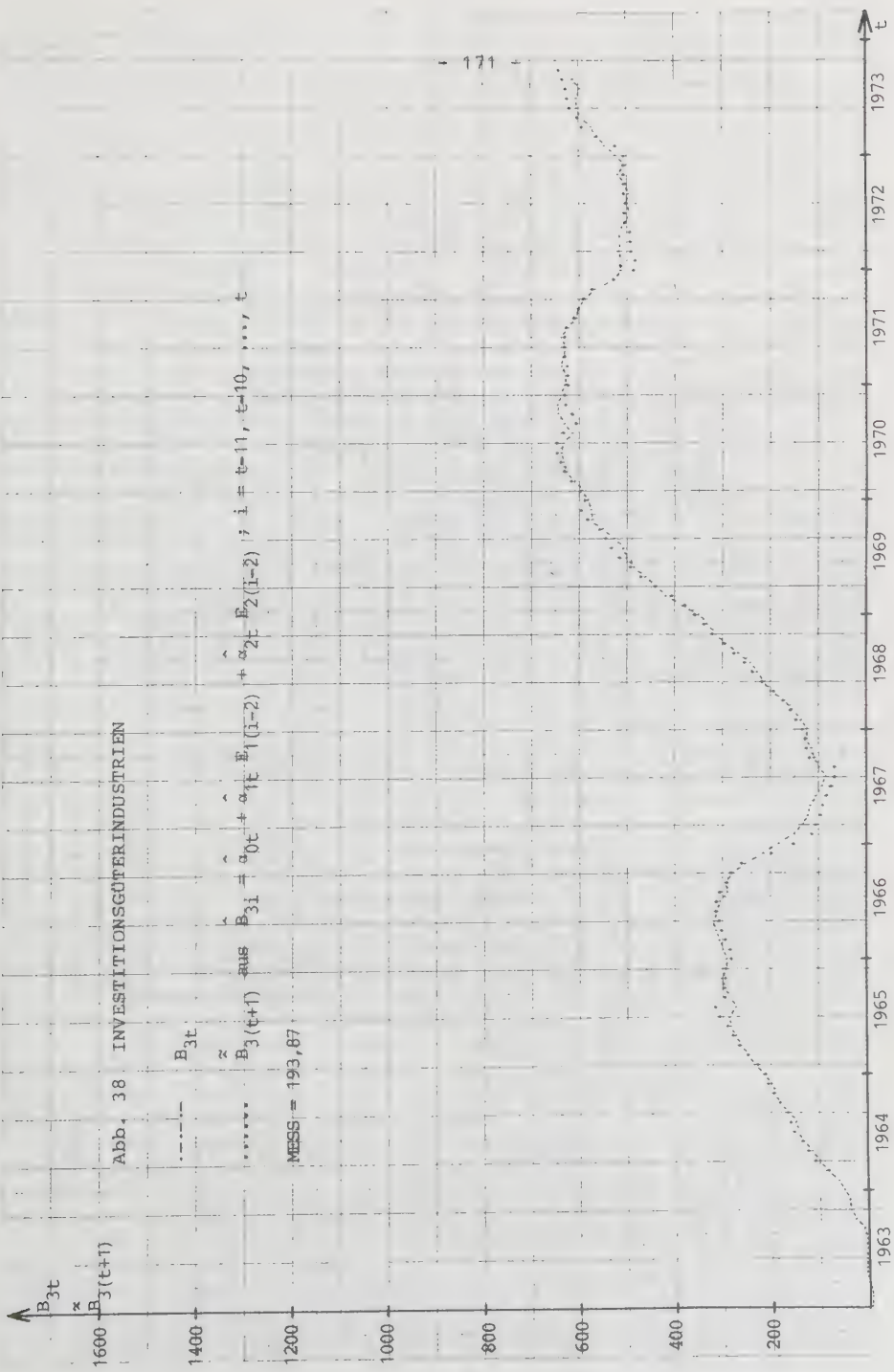
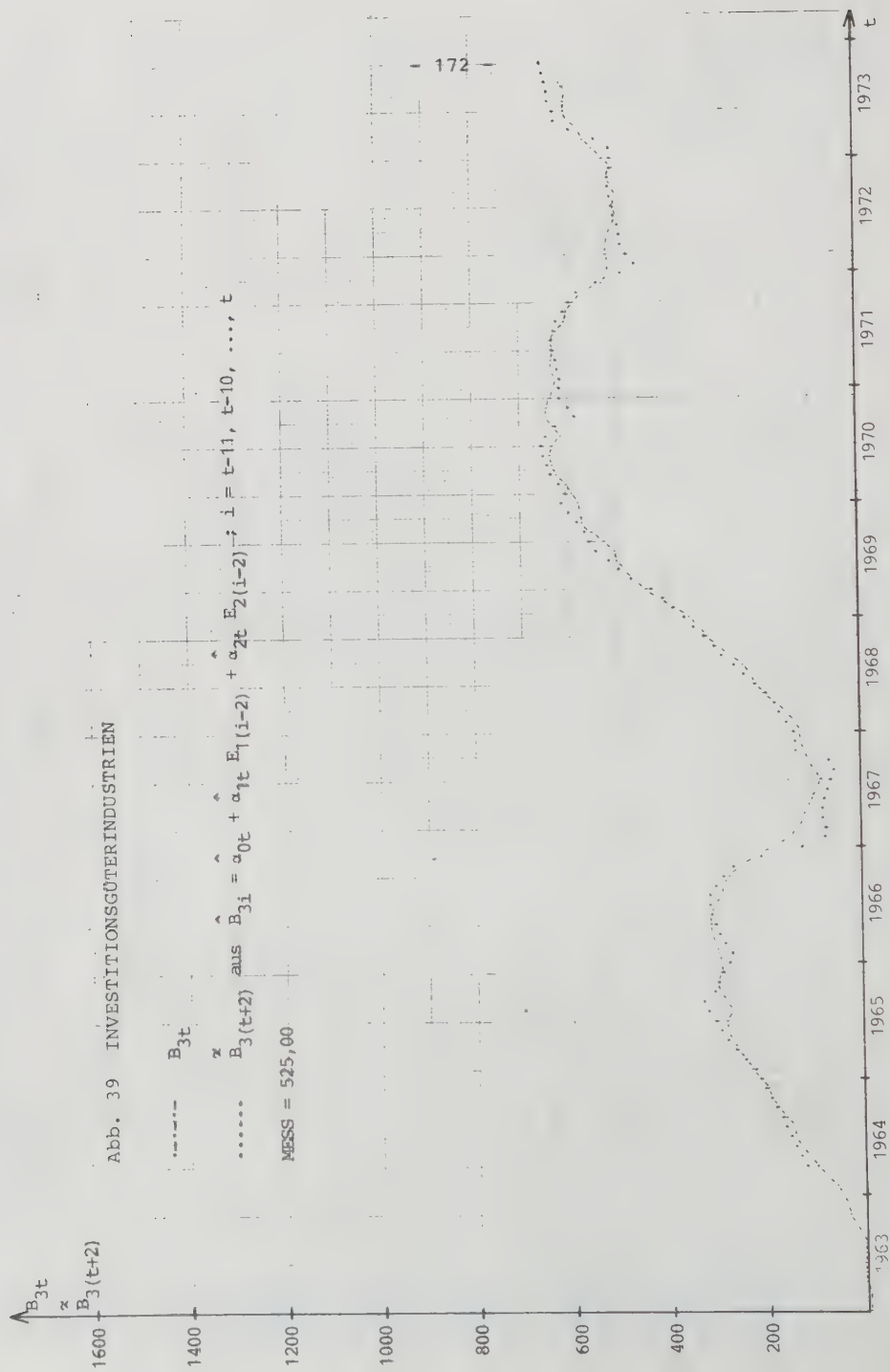
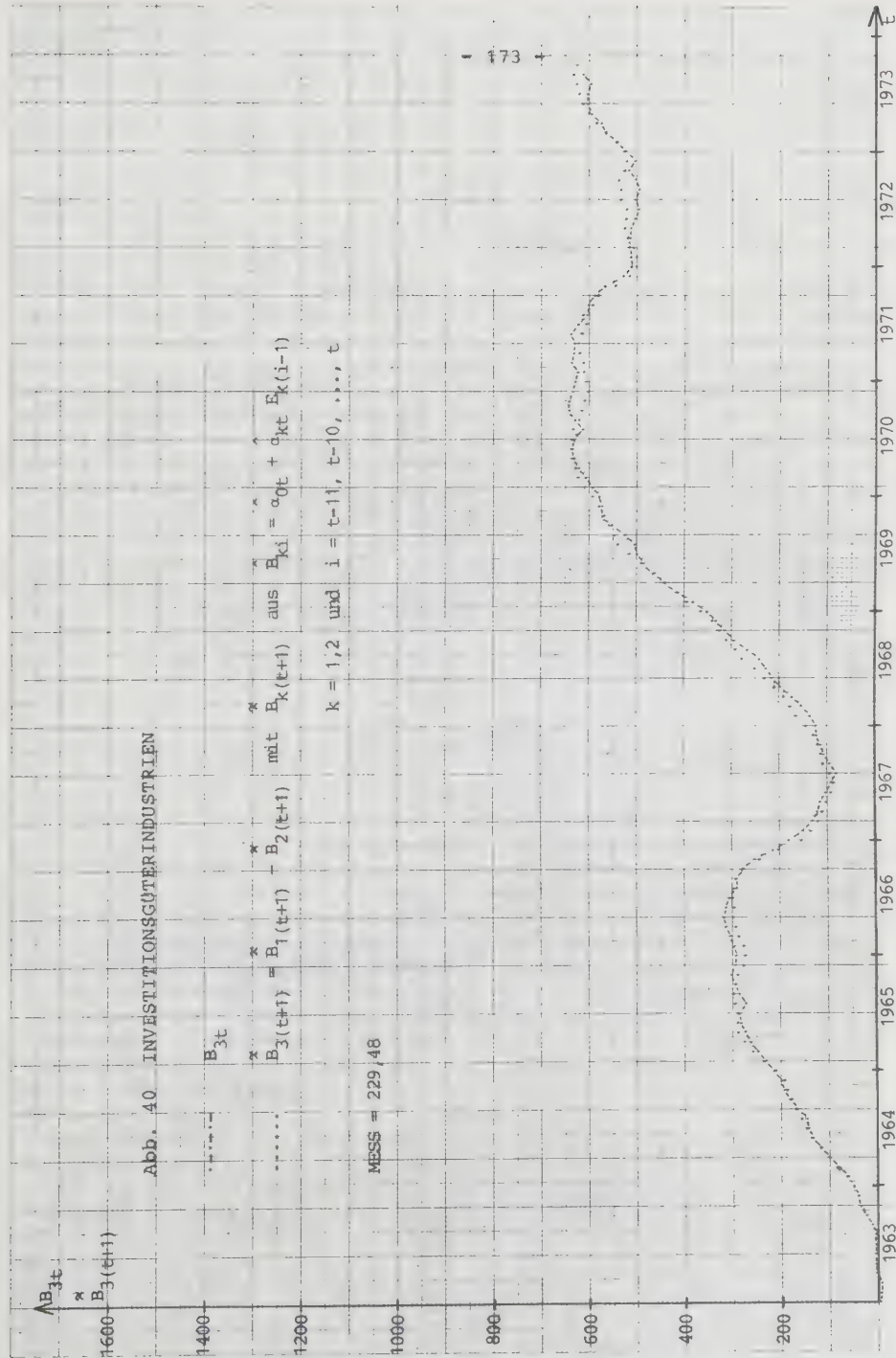
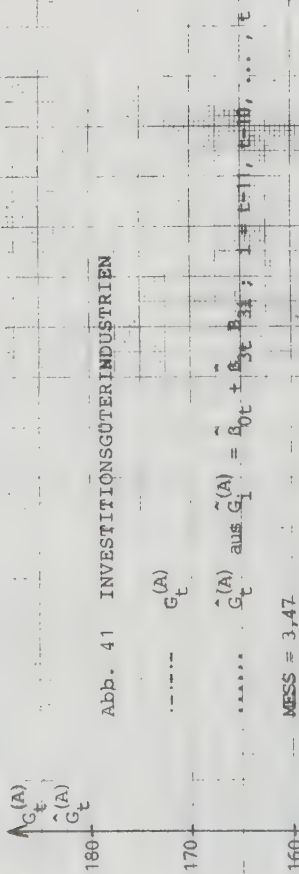


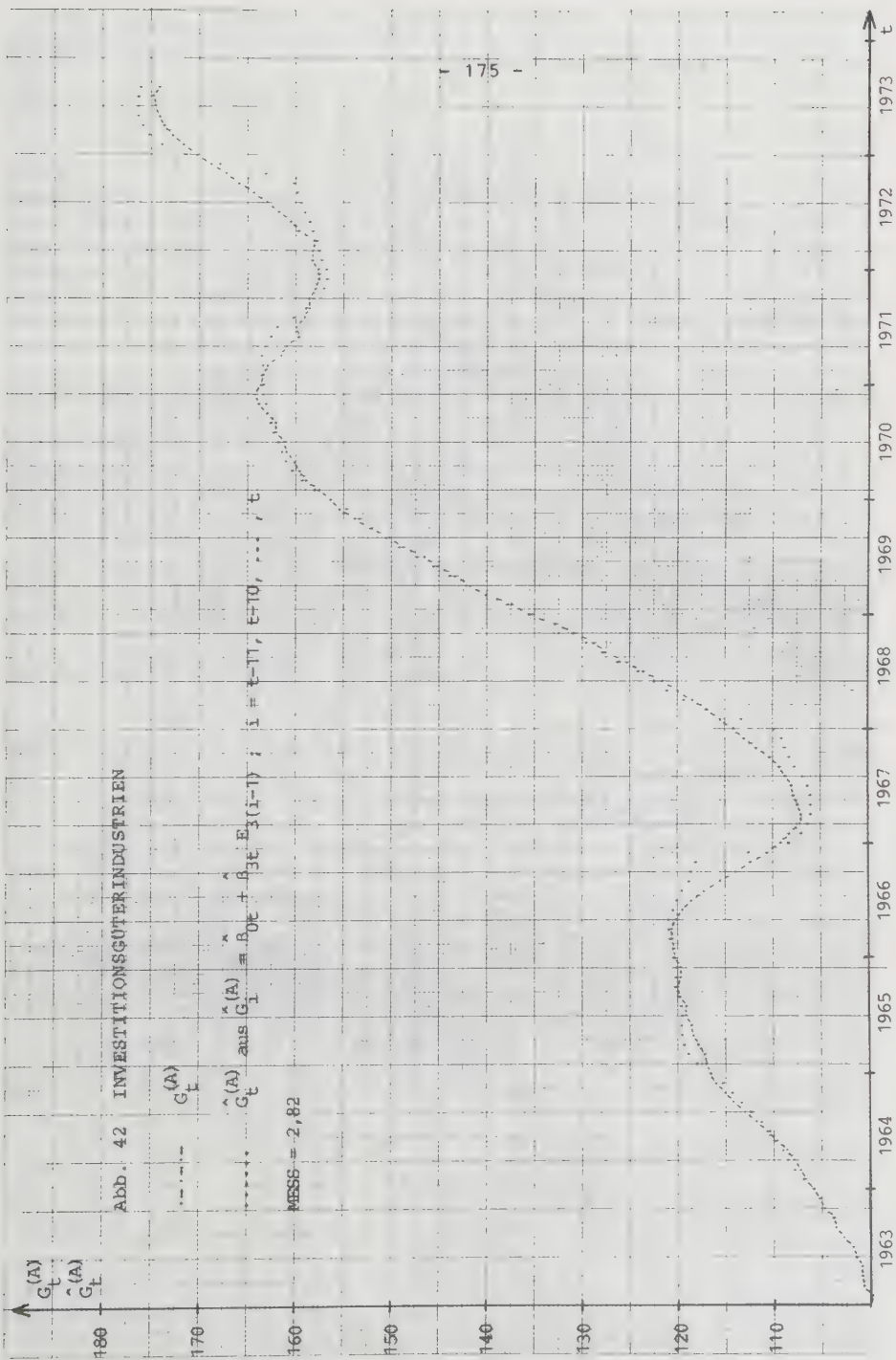
Abb. 38 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

B_{3t}
 $\approx B_{3(t+1)}$ aus $\hat{B}_{3t} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t} \cdot \hat{x}_1(i-2) + \hat{\alpha}_{2t} \cdot \hat{x}_2(i-2) ; i = t-11, t-10, \dots, t$
 MEISS = 193,67









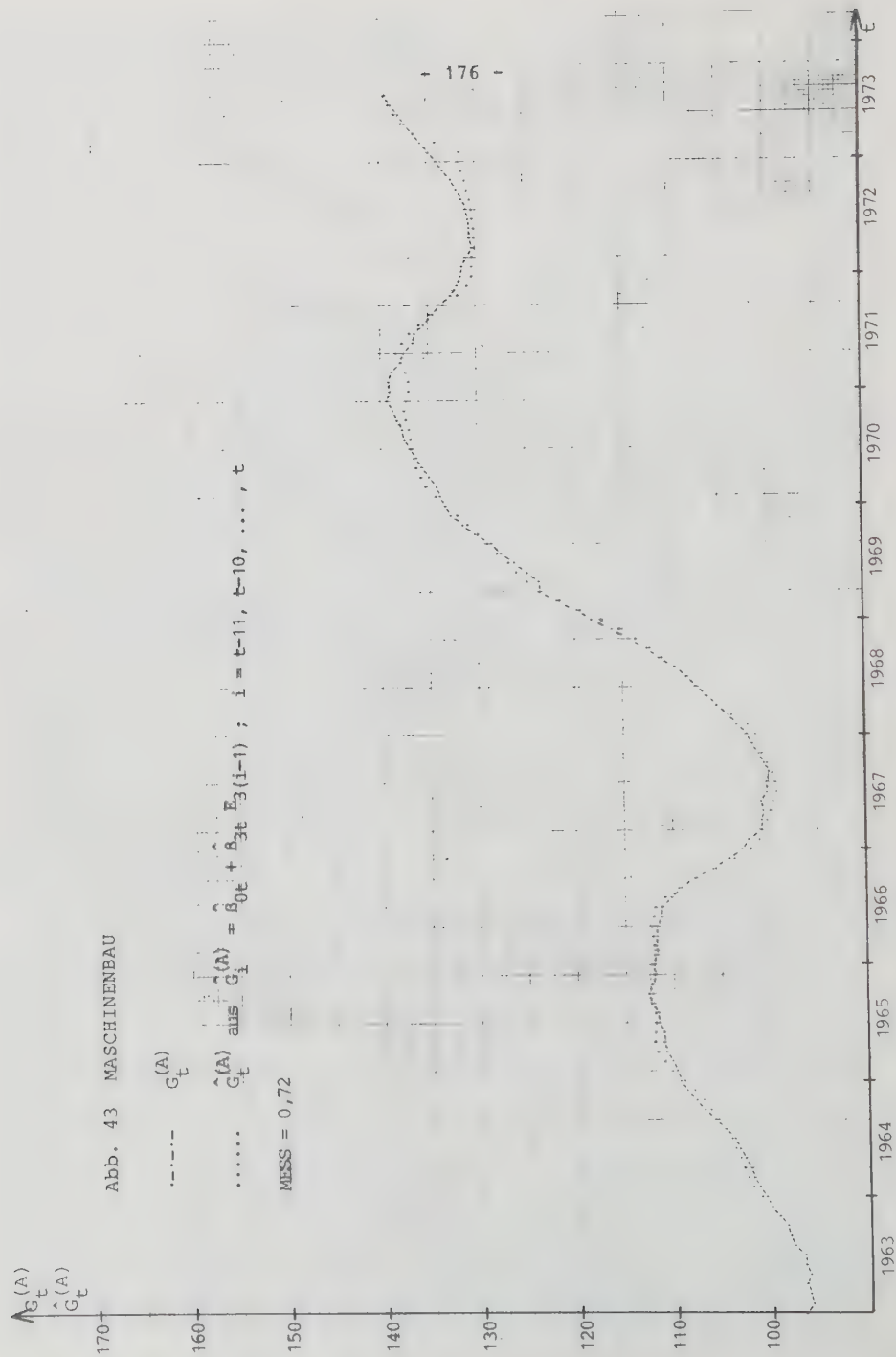
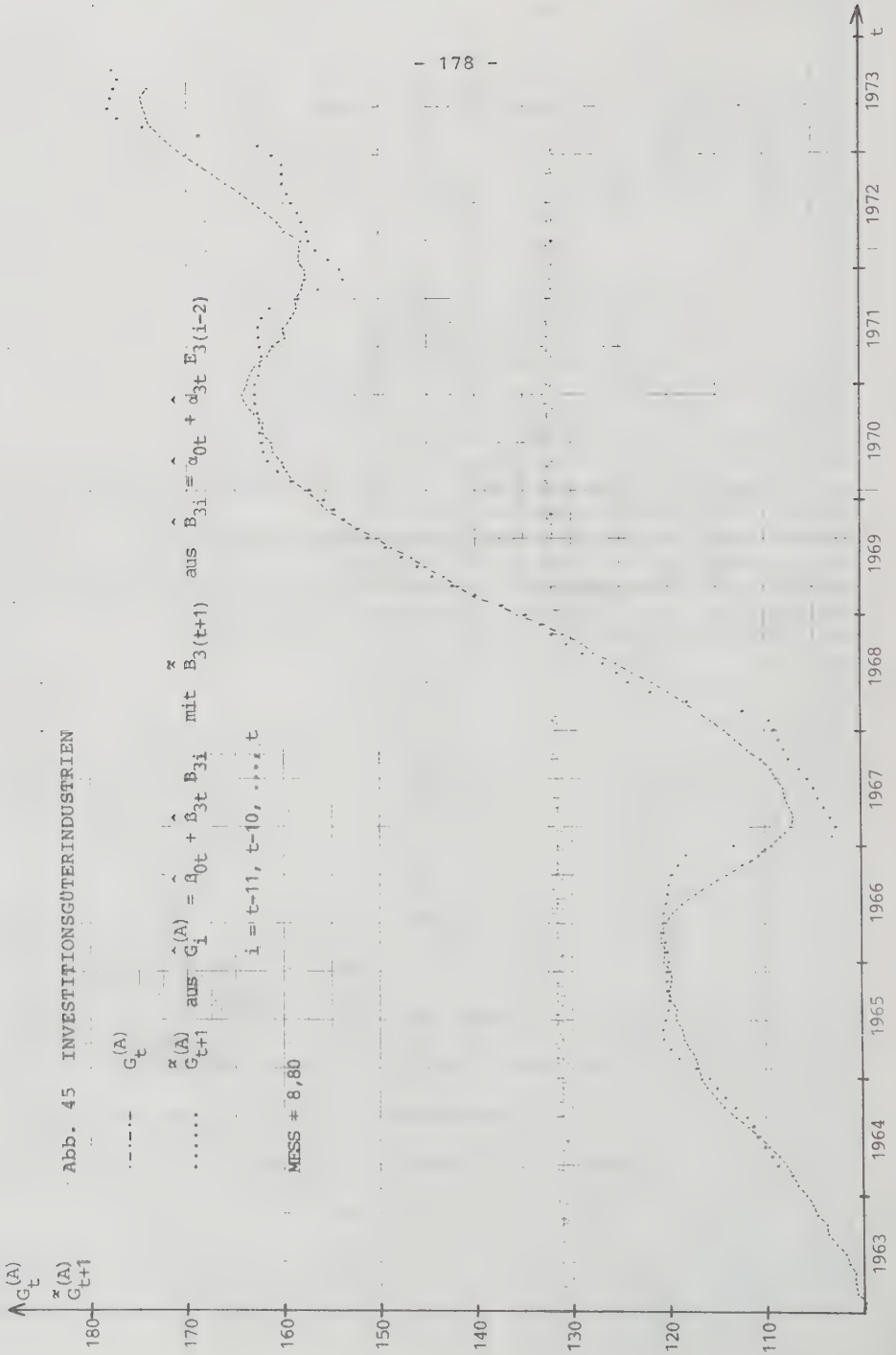
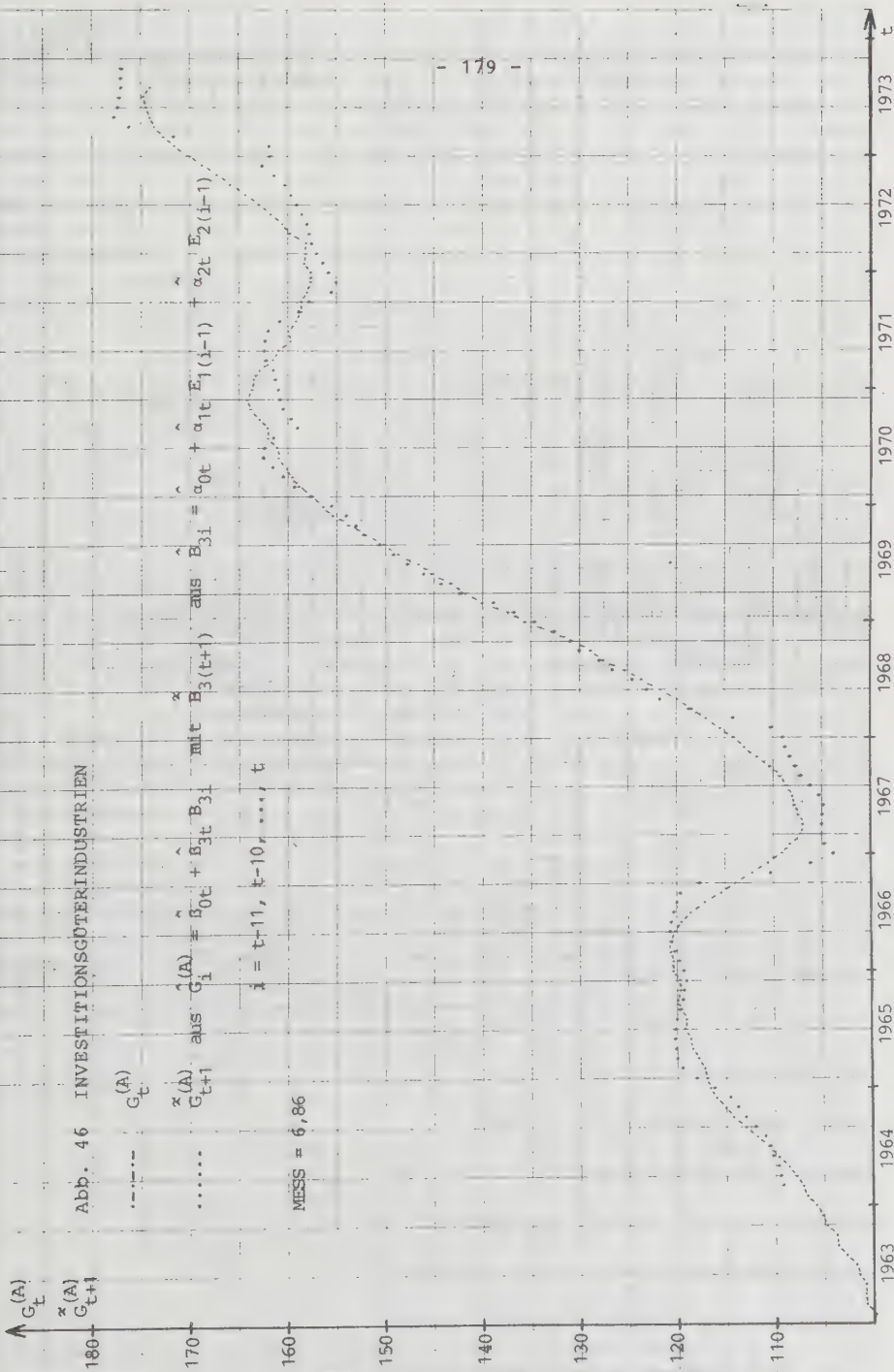
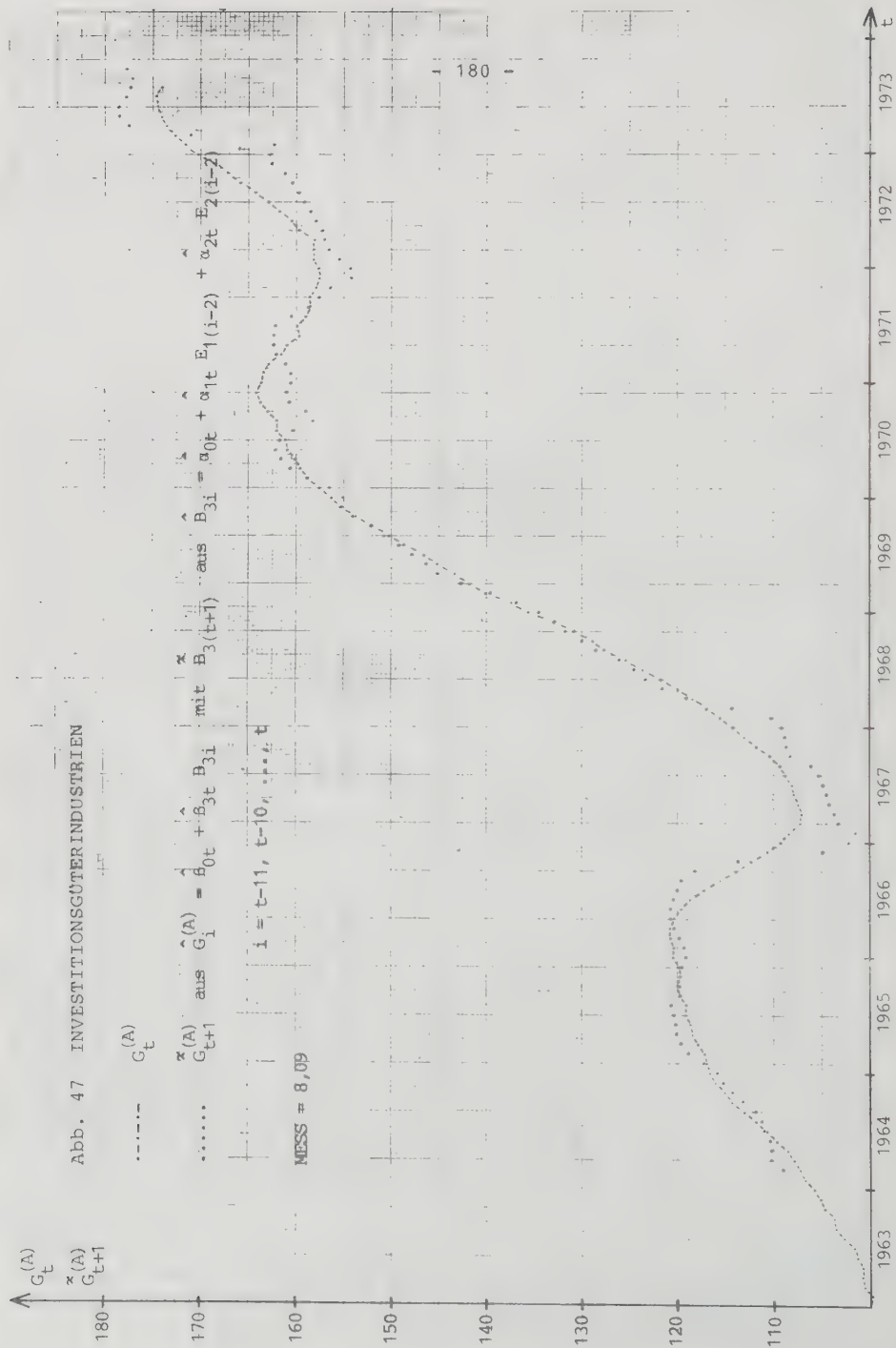




Abb. 45 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN







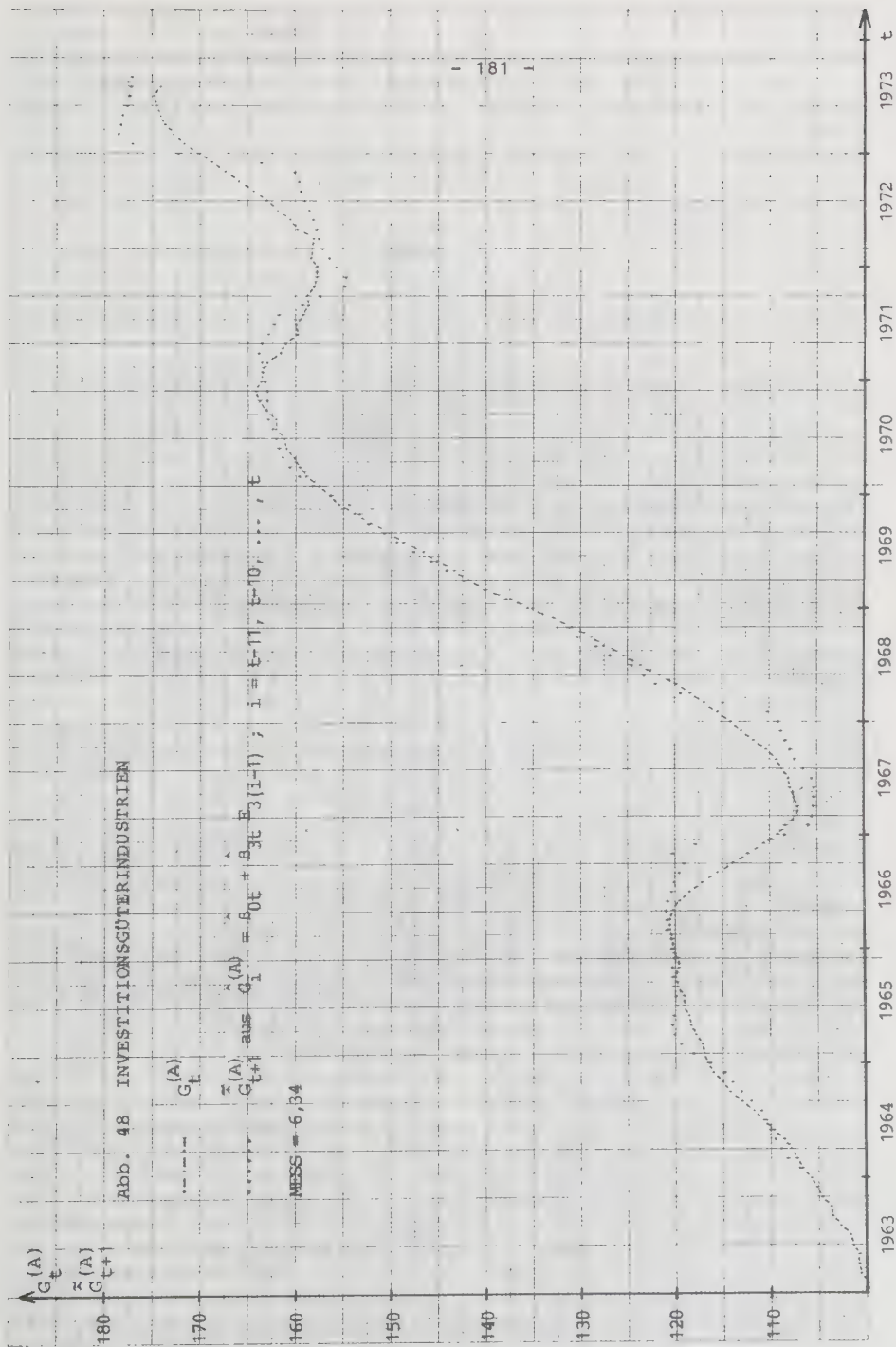


Abb. 48 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

G_t

$$z_t(A) \text{ aus } G_{t+1}^A = \beta_0 t + \beta_1 t^2 + \beta_2 t^3(1-t) ; i = t-11, t-10, \dots, t$$

MESS = 6,34

$\Lambda_t^{(A)}$
 $\hat{z}_t^{(A)}$
 $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$

Abb. 49 MASCHINENBAU

--- $G_t^{(A)}$

..... $\hat{z}_t^{(A)}$ axis $\hat{G}_{t+1}^{(A)} = \beta_0 t + \beta_3 t \hat{z}_{t-1}^{(A)} ; i = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 1,53

1973 1972 1971 1970 1969 1968 1967 1966 1965 1964 1963

$\hat{G}_t^{(A)}$

Abb. 50 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

$\hat{G}_t^{(A)}$

$\hat{G}_t^{(A)}$

$$\hat{G}_t^{(A)} \text{ aus } \hat{G}_t^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} B_{1i} + \hat{\beta}_{2t} B_{2i} ; i = t-11, t-10, \dots, t$$

MISS = 0,51

183

1963

1964

1965

1966

1967

1968

1969

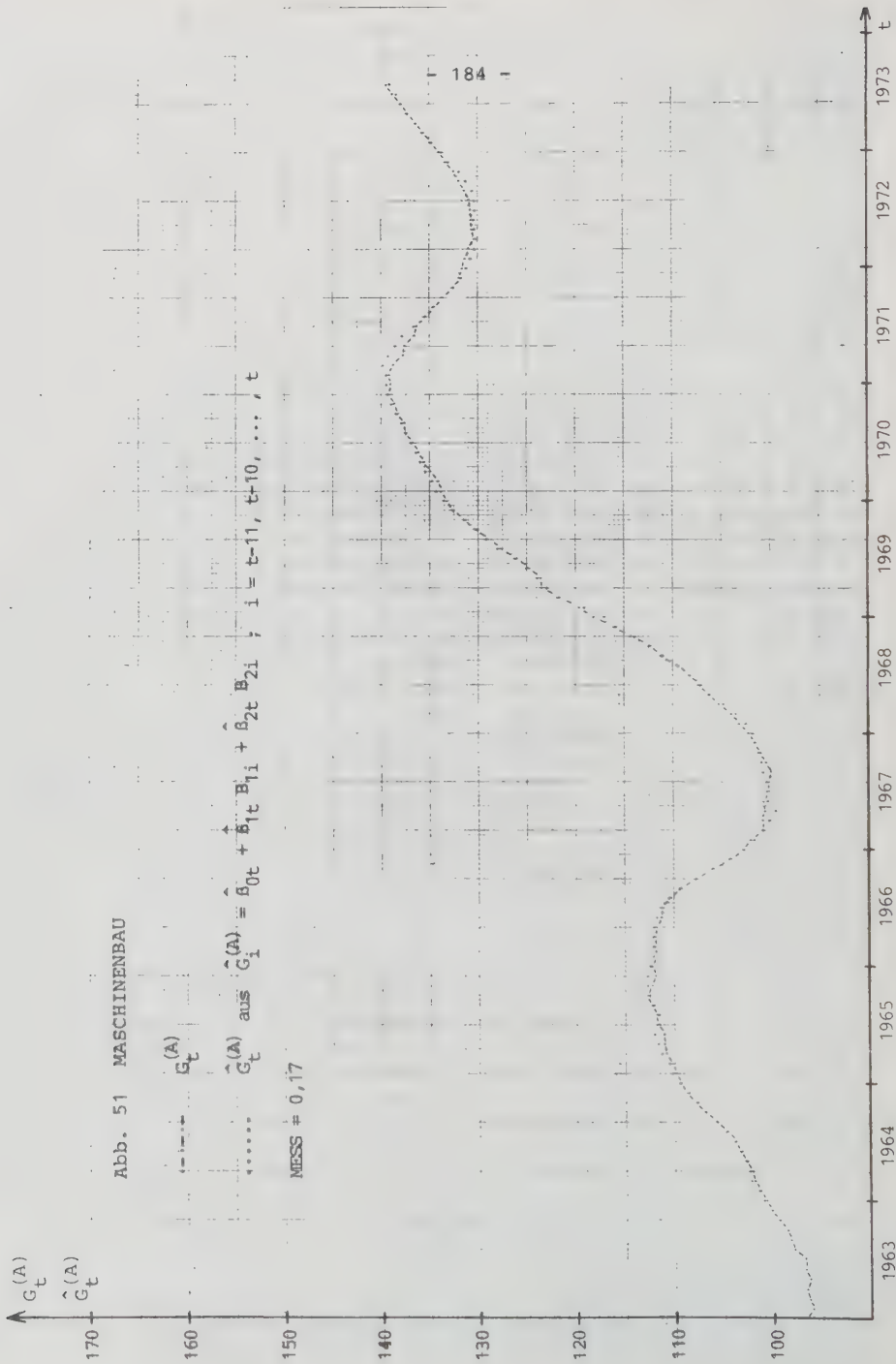
1970

1971

1972

1973

t



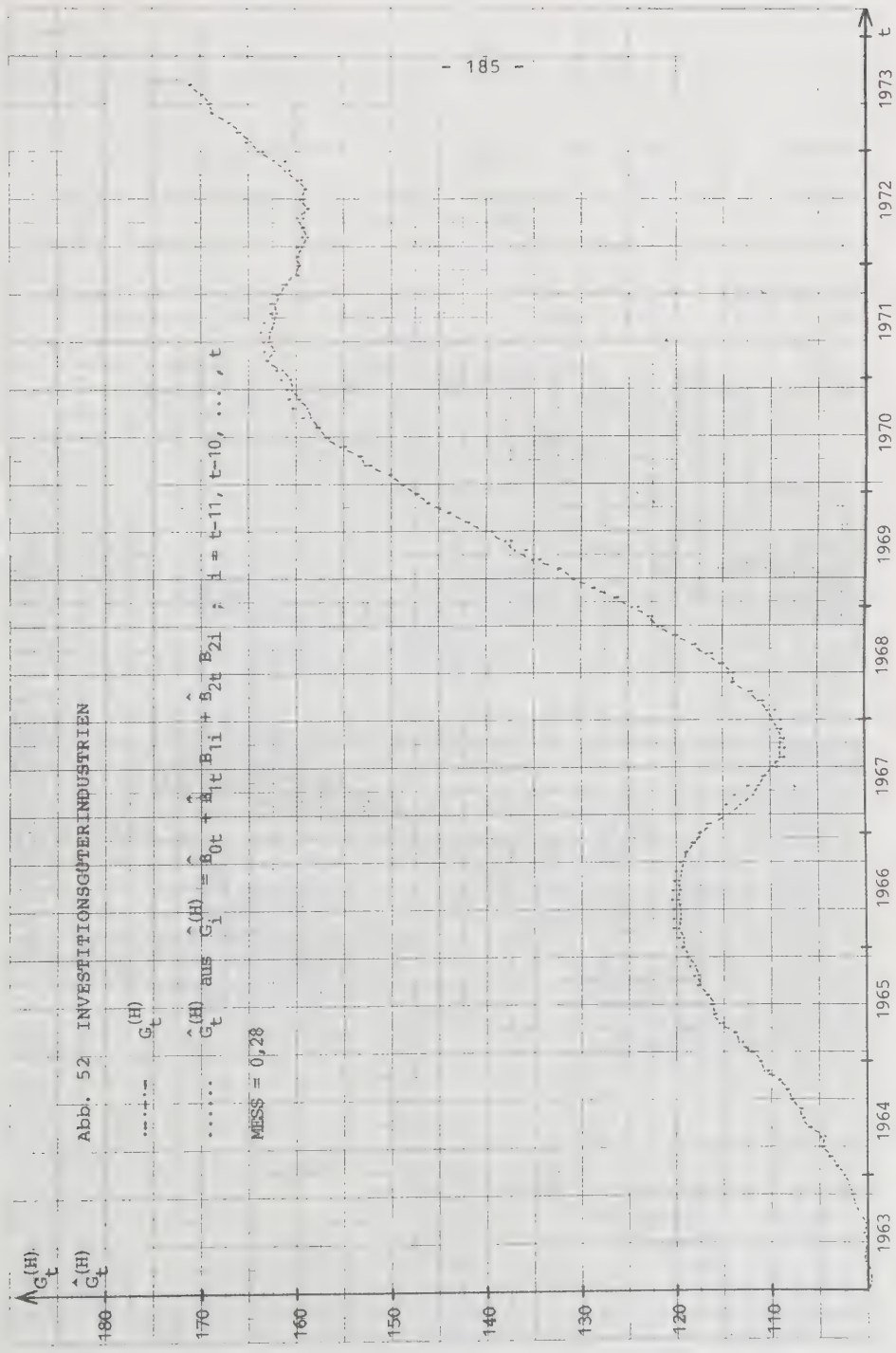


Abb. 52 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

--- $G_t^{(H)}$

..... $\hat{G}_t^{(H)}$ aus $\hat{G}_t^{(H)} = \hat{G}_0 + \hat{B}_{1t} + \hat{B}_{2t} 2t$; $i = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 0,28

$\hat{A}_{G_t^{(A)}}$ $\hat{z}_{G_t^{(A)}}$ $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$

Abb. 53 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

----- $G_t^{(A)}$ $\hat{z}_{G_t^{(A)}} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} B_{1i} + \hat{\beta}_{2t} B_{2i}$ mit $\hat{B}_{k(t+1)} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{kt} E_{k(i-1)}$ $k = 1, 2$ und $i = t-11, t-10, \dots, t$

MESSI = 1,62

1963

1964

1965

1966

1967

1968

1969

1970

1971

1972

1973

t

$\Lambda_{G_t}^{(A)}$ $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$

Abb. 54 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

--- $G_t^{(A)}$ $\hat{G}_{t+1}^{(A)} = \hat{G}_t^{(A)} + \hat{B}_{1t} B_{1i} + \frac{\hat{B}_{2t} B_{2i}}{2t}$ mit B_{ki} aus $B_{ki} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{kt} E_k(i-2)$ $k = 1, 2$ und $i = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 1,63

1963

1964

1965

1966

1967

1968

1969

1970

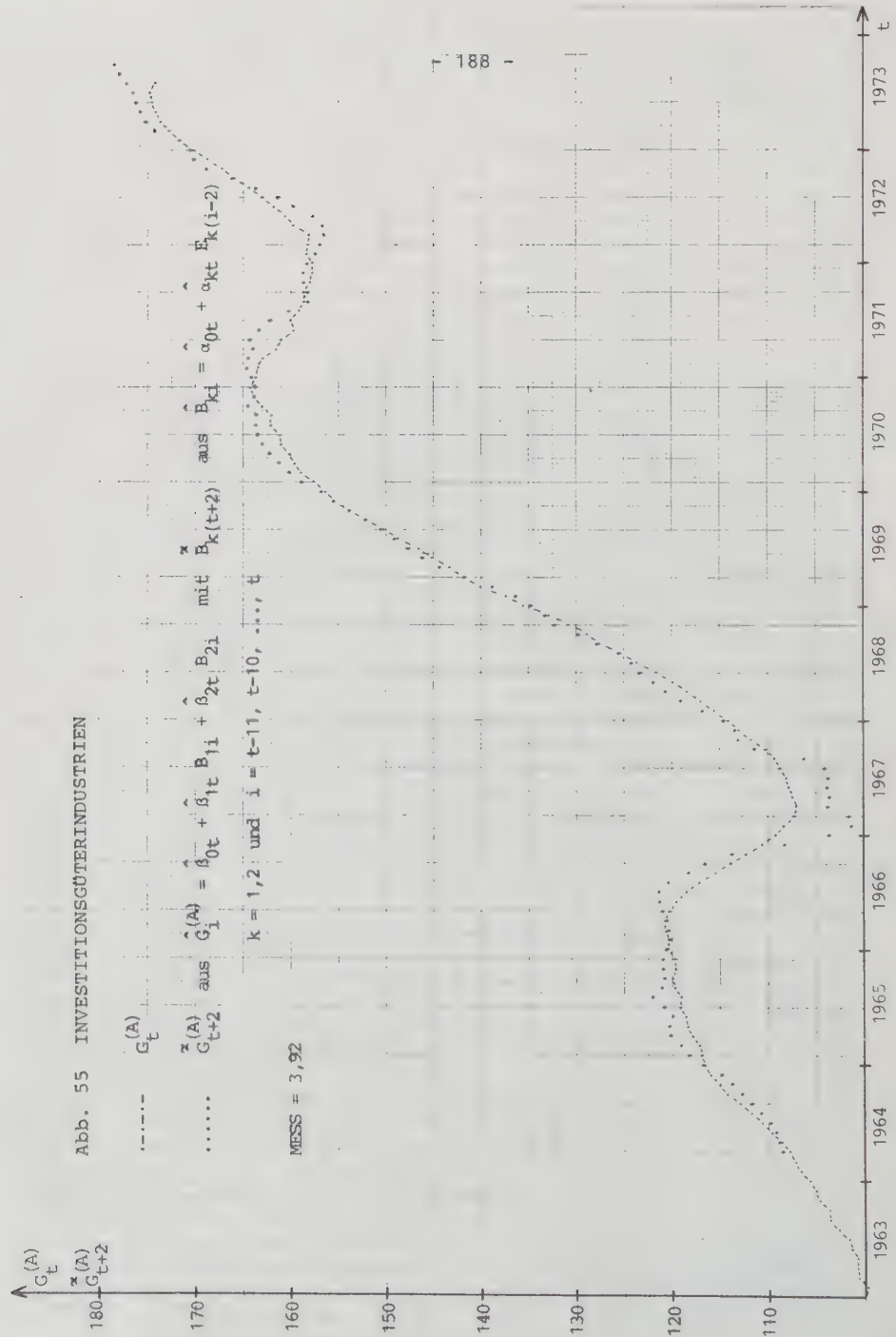
1971

1972

1973

t

Abb. 55 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN



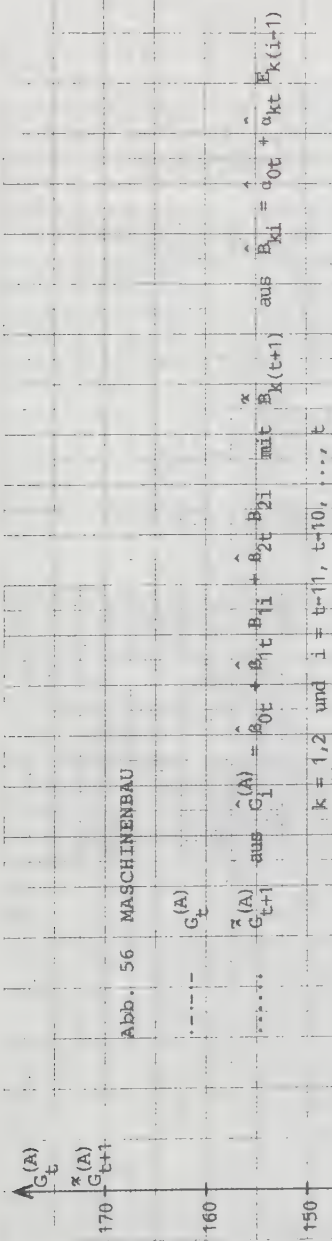


Abb. 56 MASCHINENBAU

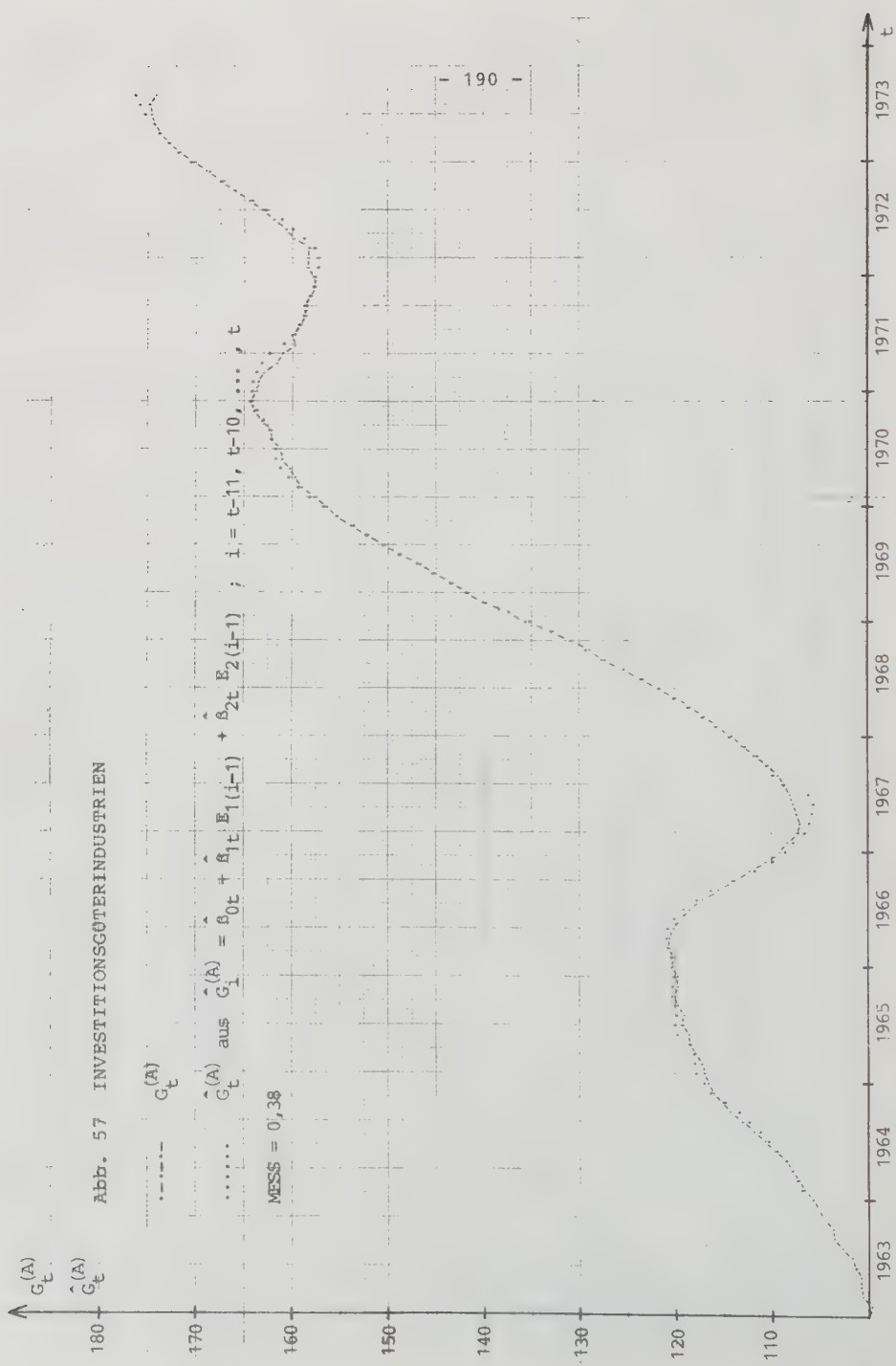
--- $G_t(A)$

--- $G_{t+1}(A)$

$\hat{G}_t(A) = \hat{G}_t + \hat{B}_{1t} + \hat{B}_{2t}$ mit $\hat{B}_{k(t+1)}$ aus $\hat{B}_{k1} = a_{0t} + a_{kt} B_{k(i+1)}$

$k = 1, 2$ und $i = t-1, t-10, \dots, t$

MESS = 0,71



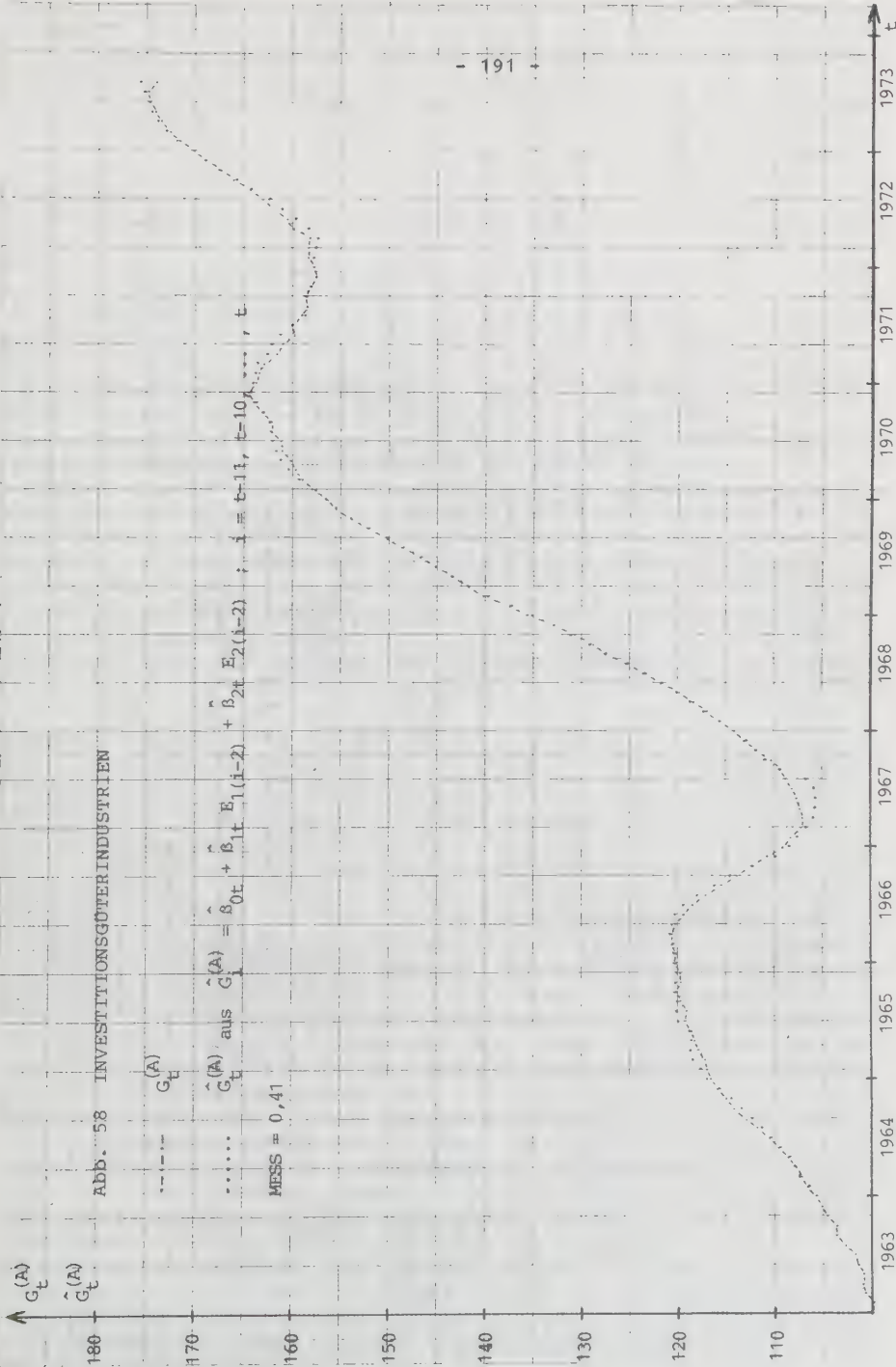
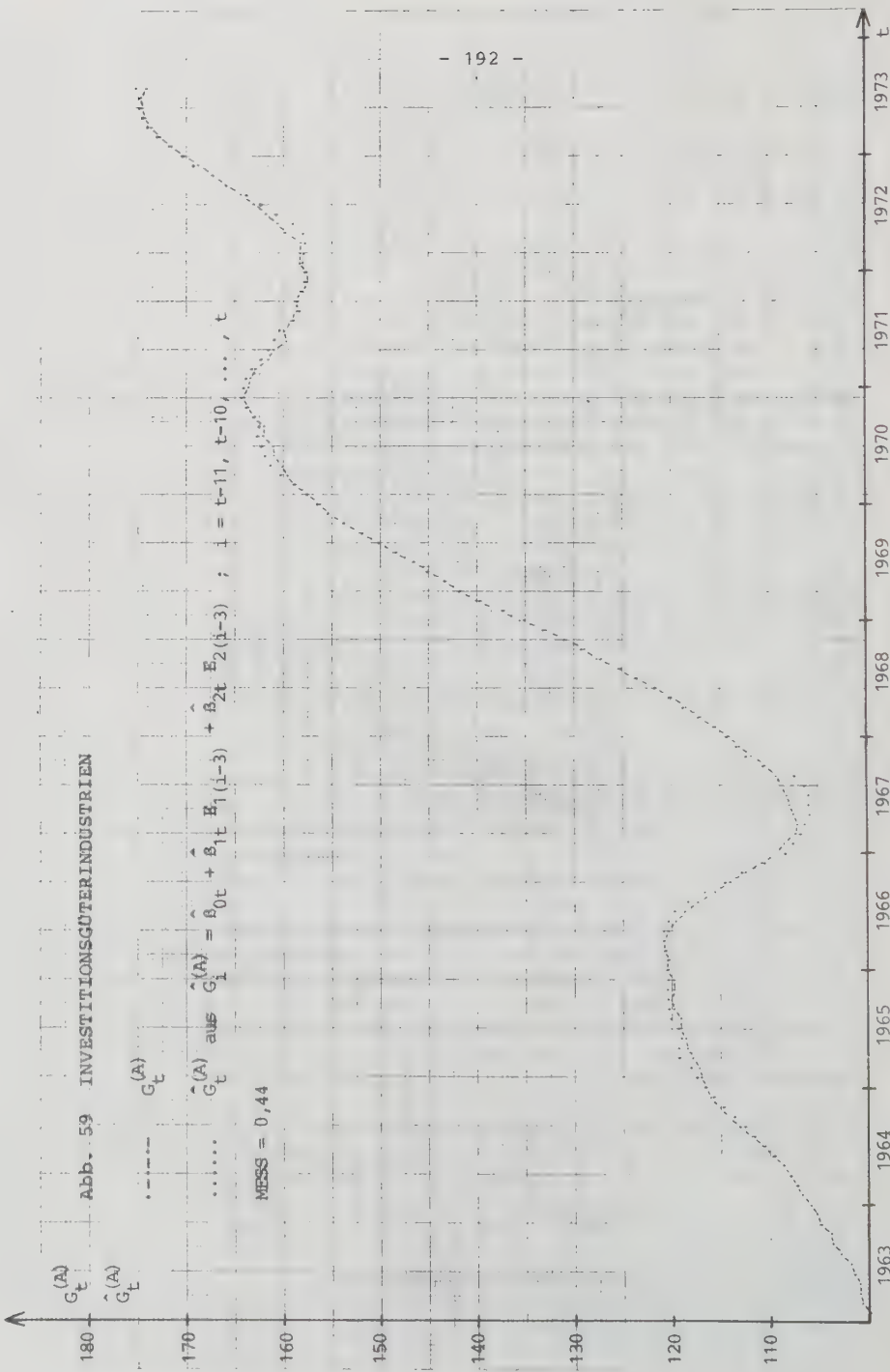
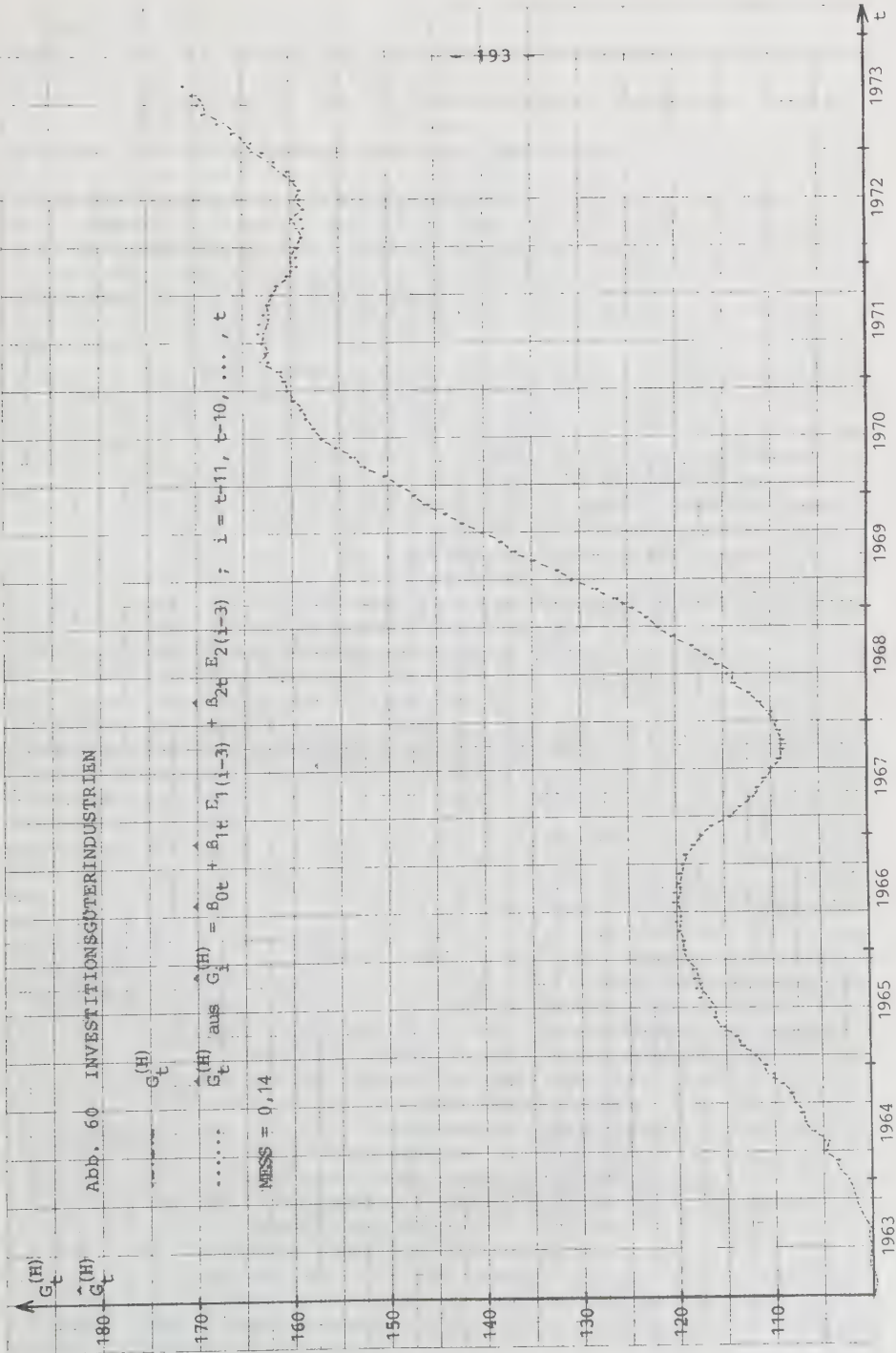


Abb. 59 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

$$\hat{G}_t^{(A)} = \hat{G}_t^{(A)} + \beta_{0t} + \beta_{1t} E_1(1-3) + \beta_{2t} E_2(1-3) ; i = t-11, t-10, \dots, t$$

MESS = 0,44





$\hat{G}_t^{(A)}$
 $\hat{G}_t^{(A)}$

Abb. 61 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

--- $G_t^{(A)}$

$$\hat{G}_t^{(A)} \text{ aus } \hat{G}_i^{(A)} = \hat{B}_{0t} + \hat{B}_{1t} E_1(i-1) + \hat{B}_{2t} E_2(i-1) ; i = 6-5, 6-4, \dots, t$$

MESS = 0,04

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t

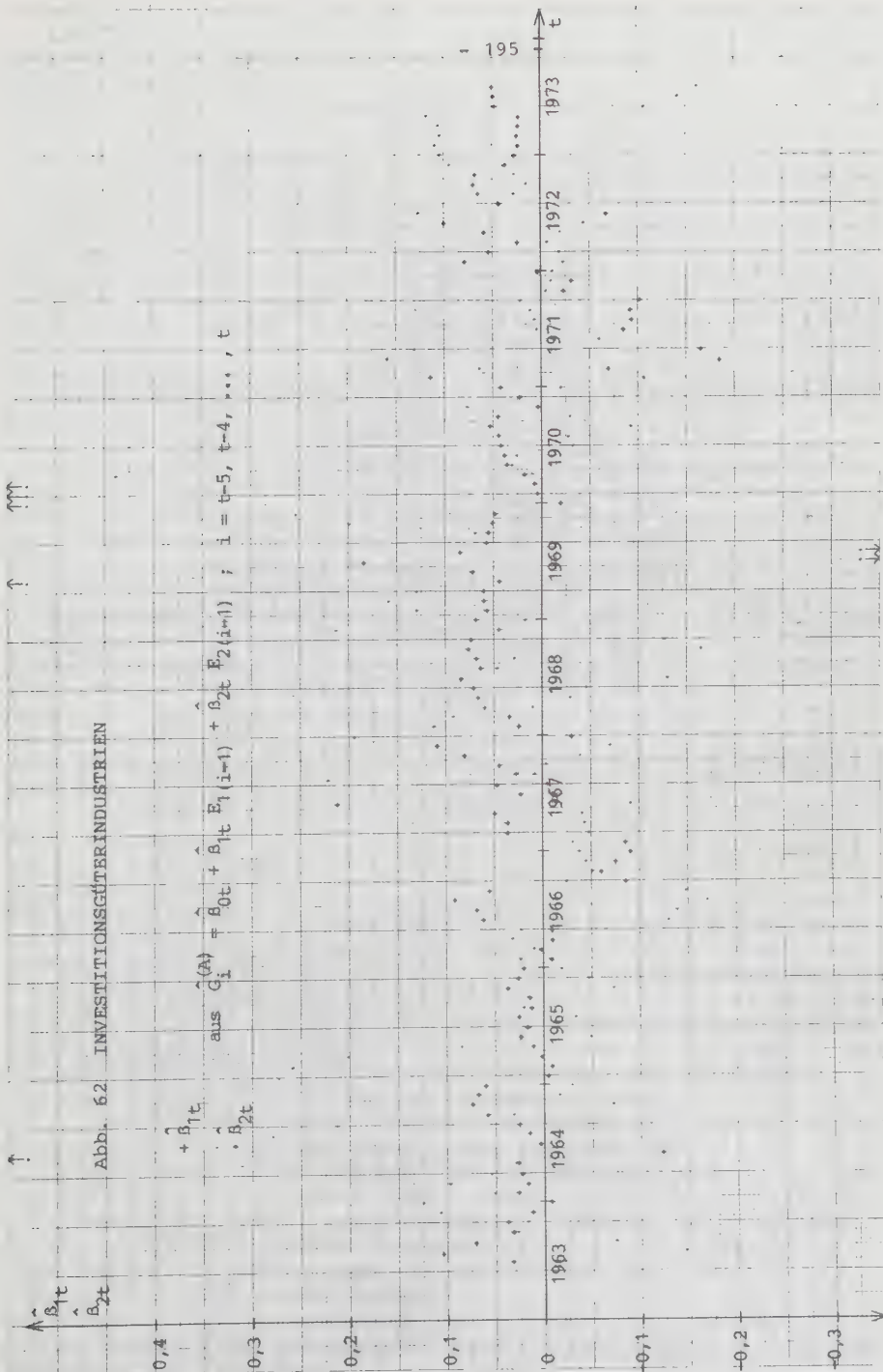
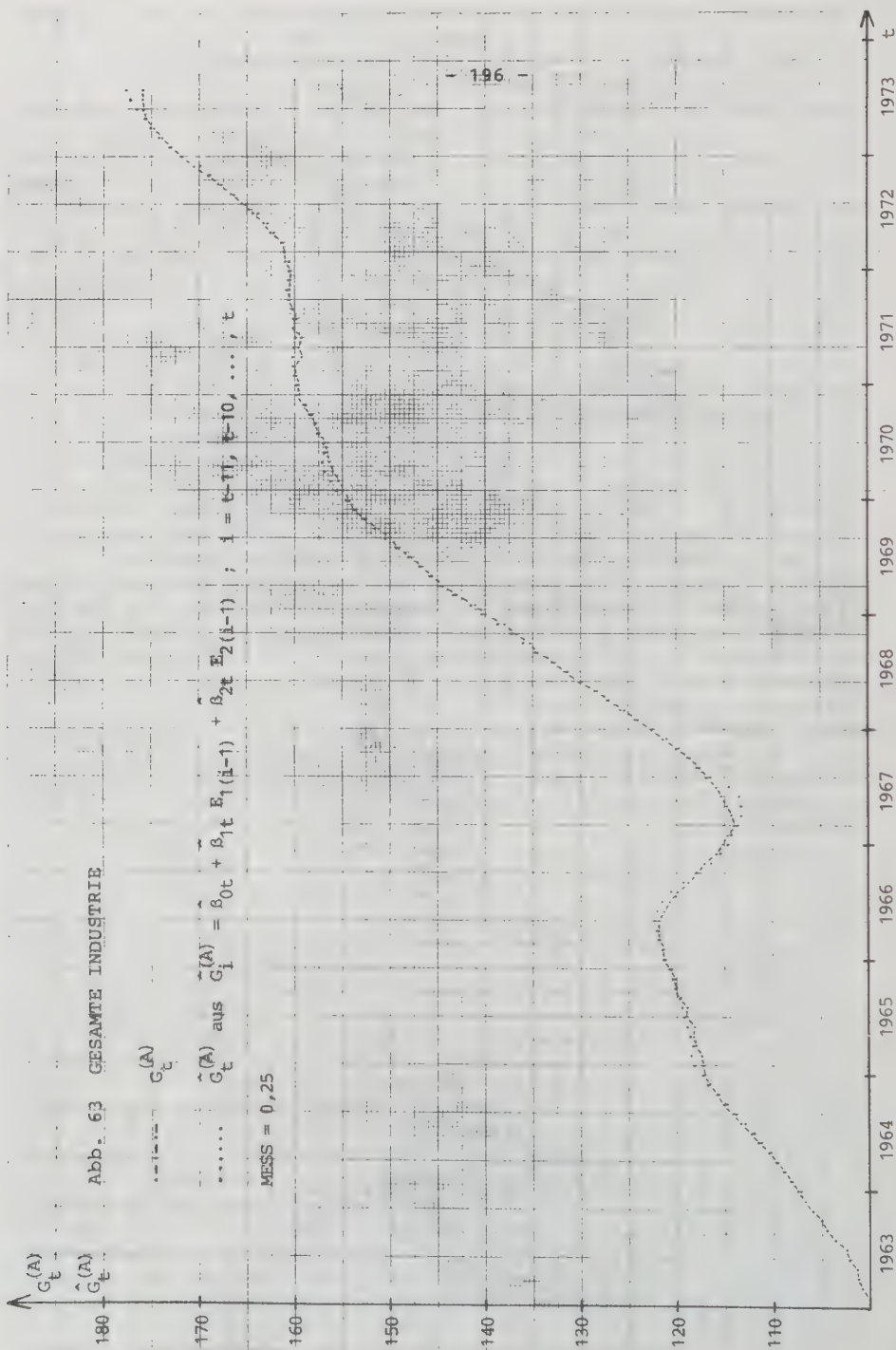


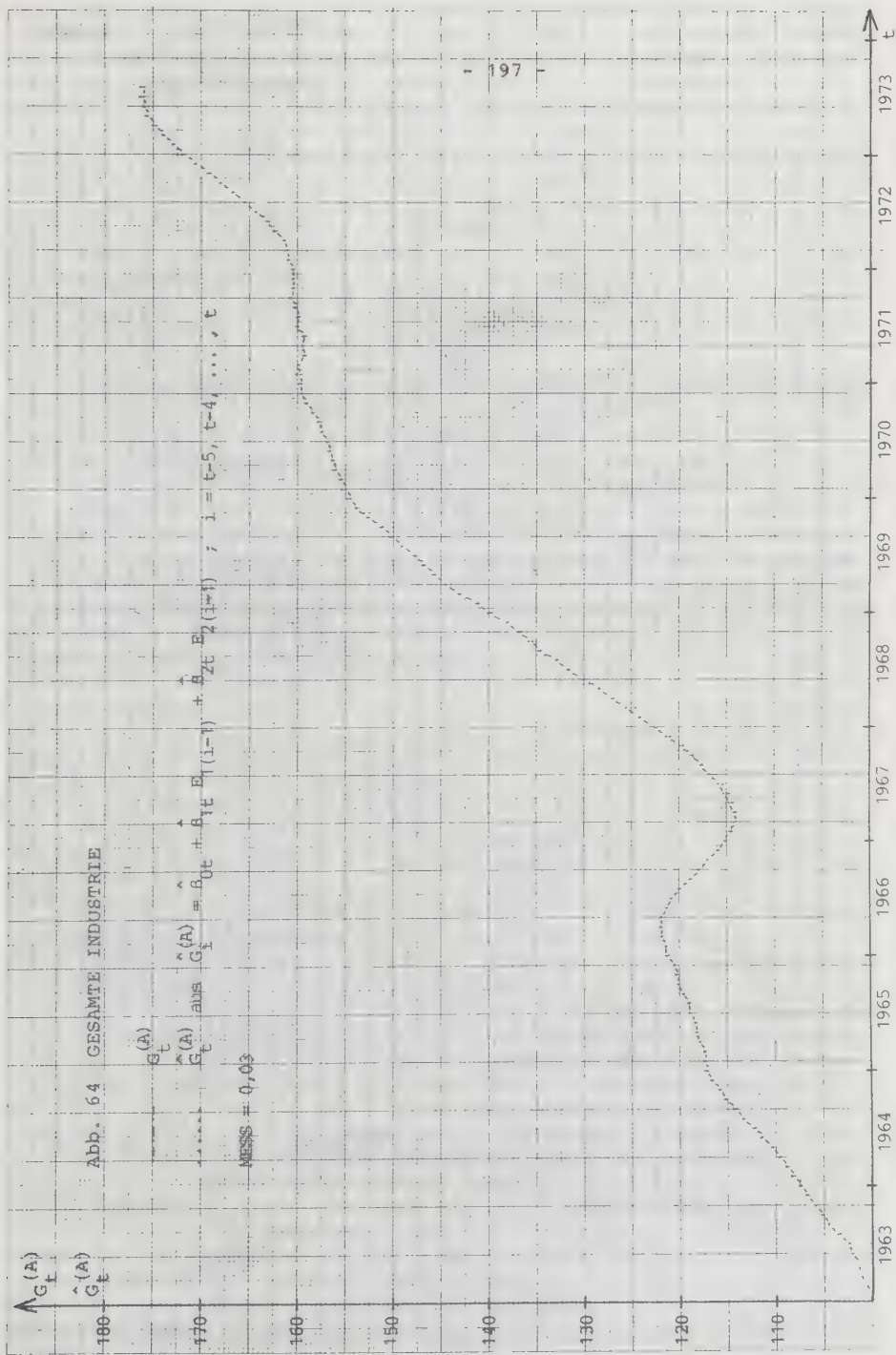
Abb. 62 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

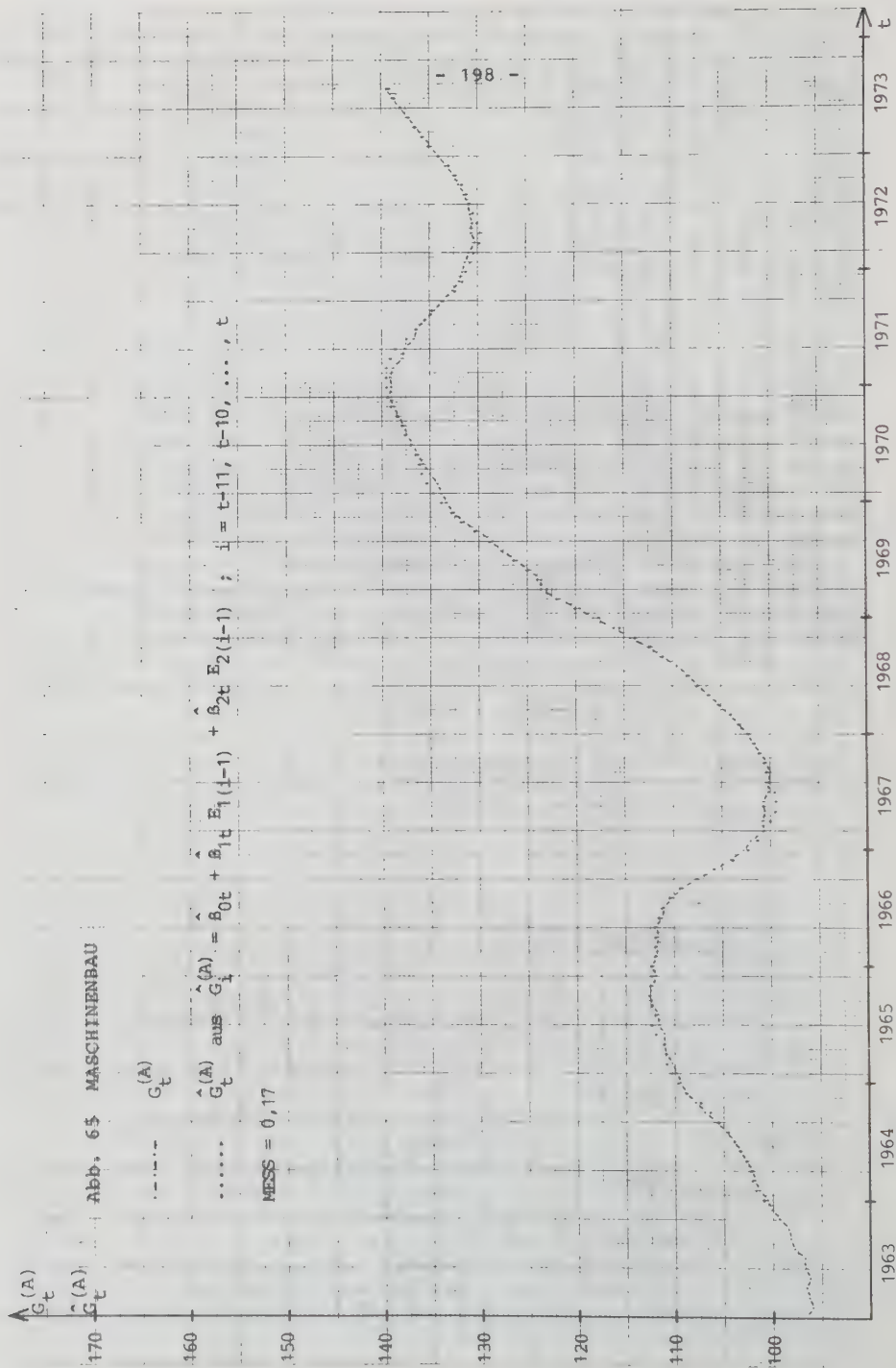
$$\hat{\beta}_{1t} + \hat{\beta}_{2t}$$

$$\hat{\beta}_i(A) = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-1) \quad ; \quad i = t-5, t-4, \dots, t$$

aus $\hat{G}_i$







$\hat{G}_t(A)$

$\hat{G}_t(A)$

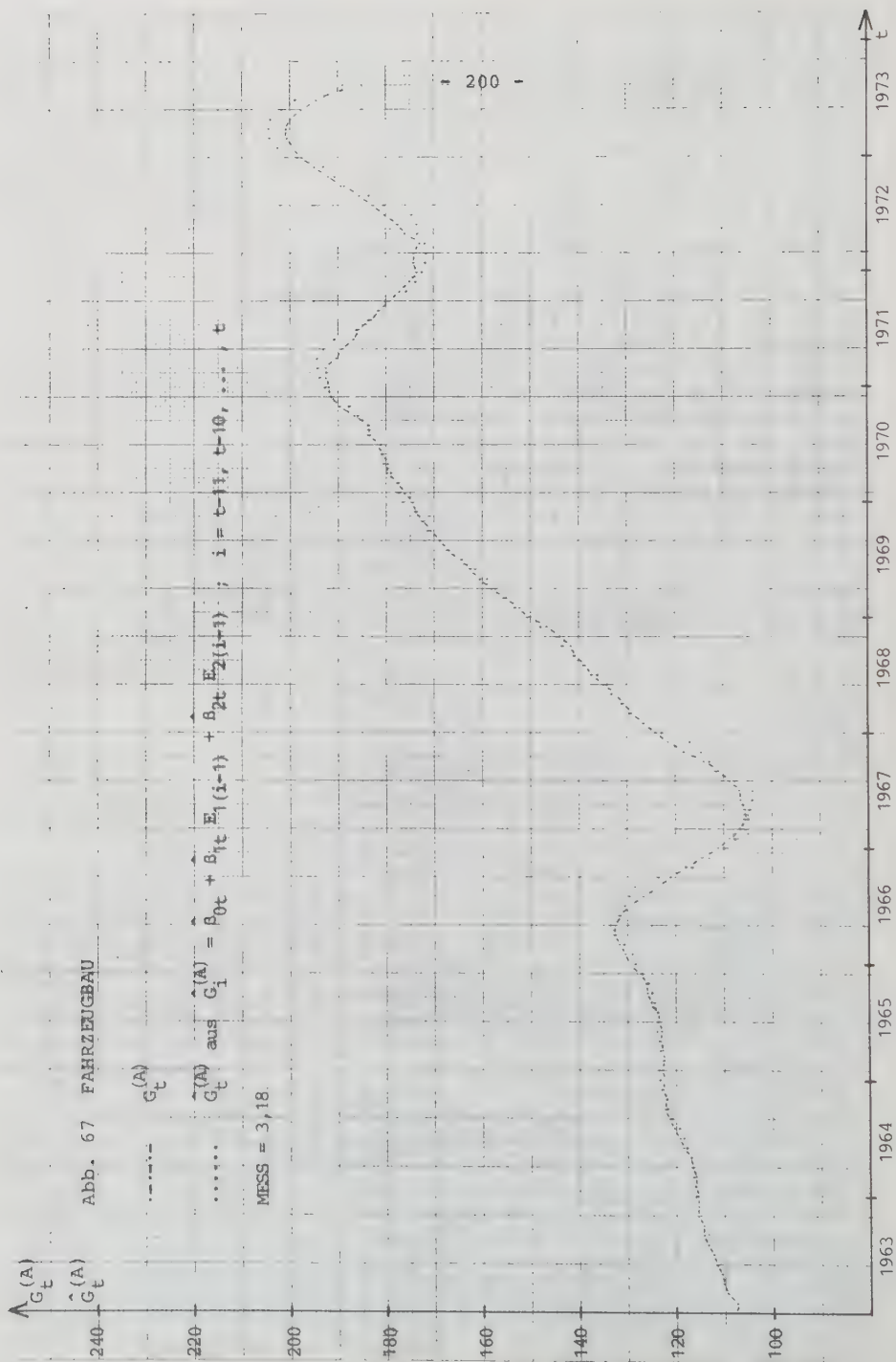
Abb. 66 MASCHINENBAU

--- $\hat{G}_t(A)$

$\hat{G}_t(A)$ aus $\hat{G}_t = \hat{G}_t + \hat{G}_t \frac{1}{2t} \frac{1}{1-t} + \hat{G}_t \frac{1}{2t} \frac{1}{1-t} ; 1 = t-5, t-4, \dots, t$

MESS = 0,02





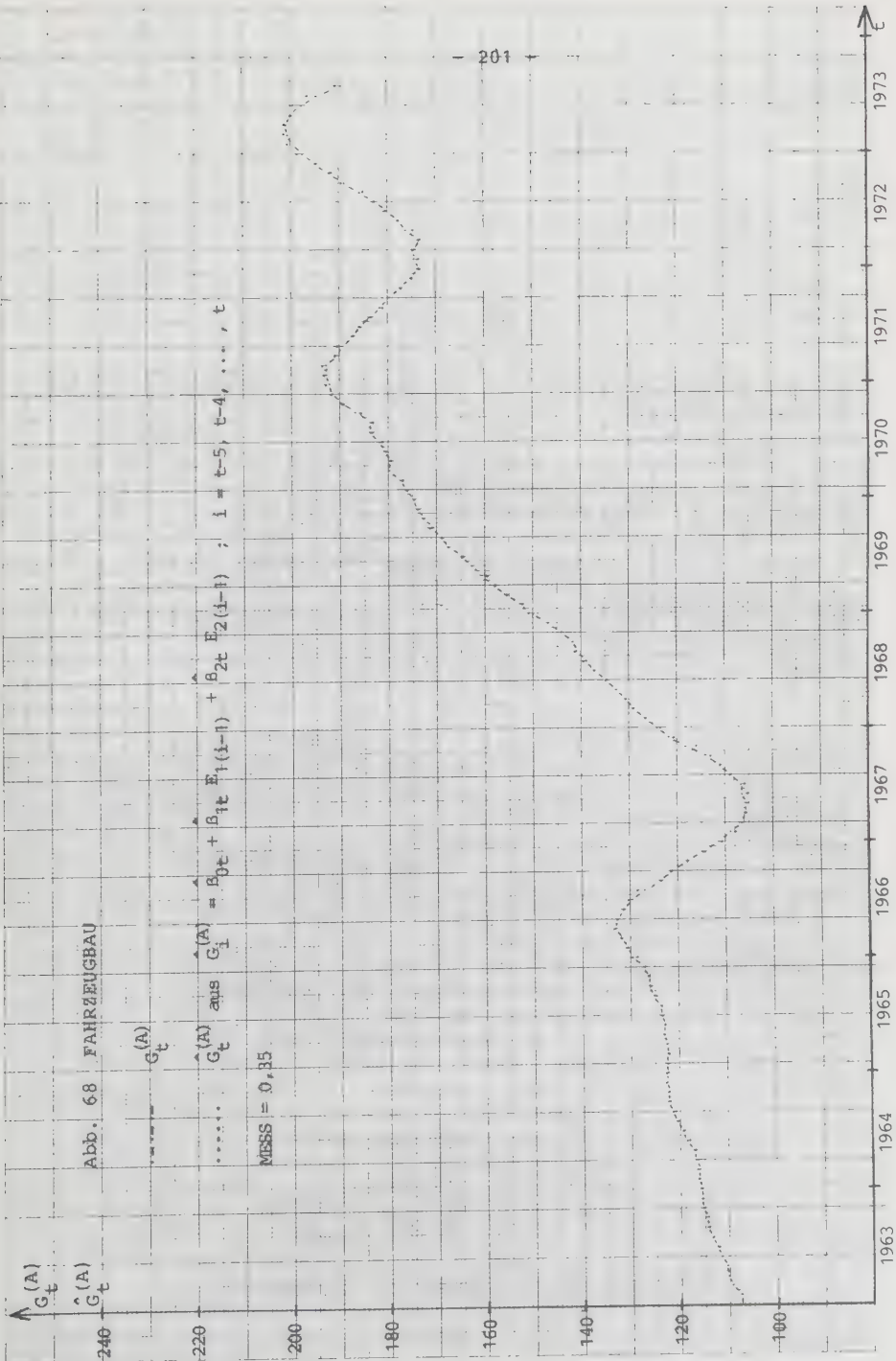
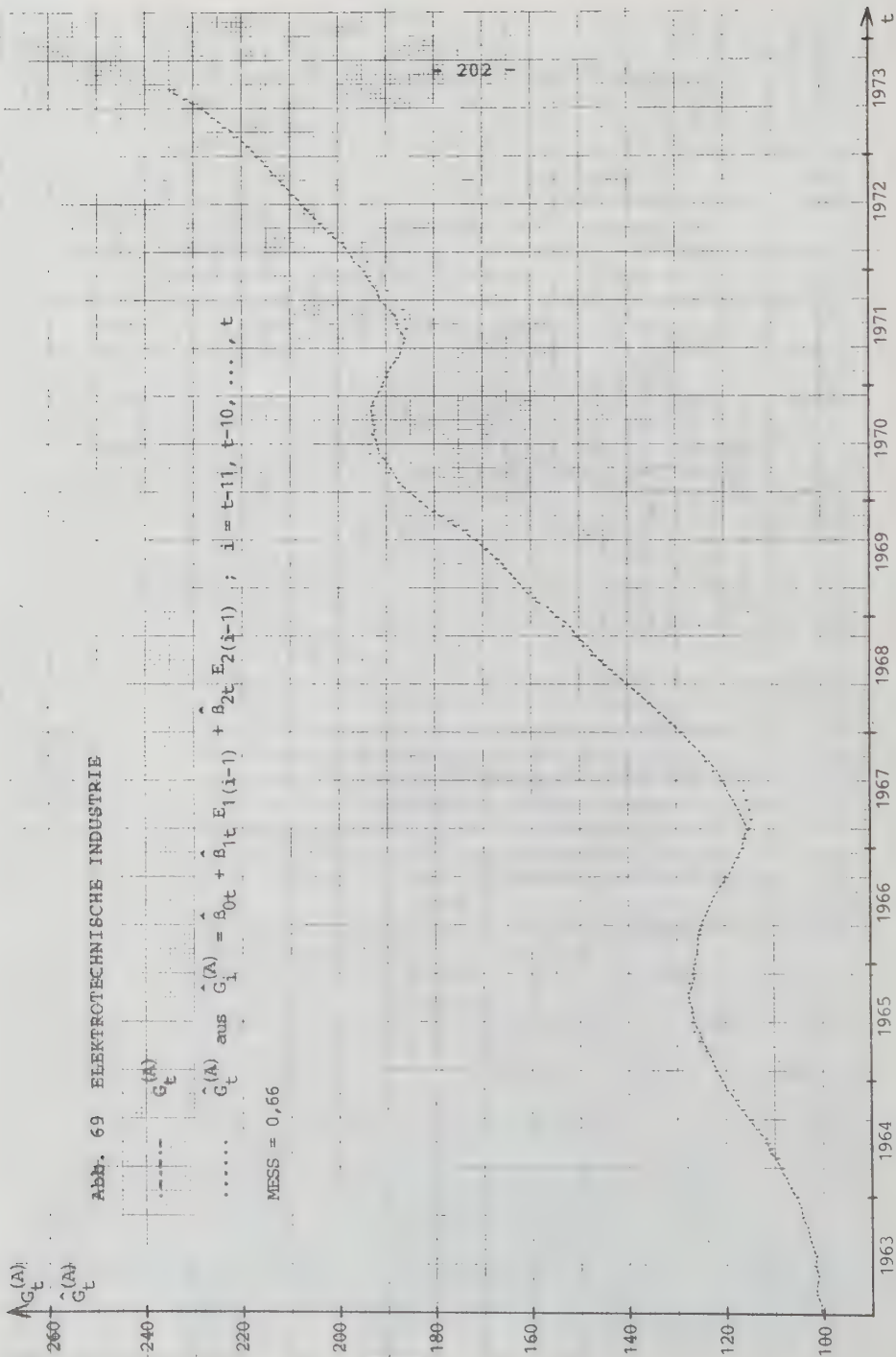


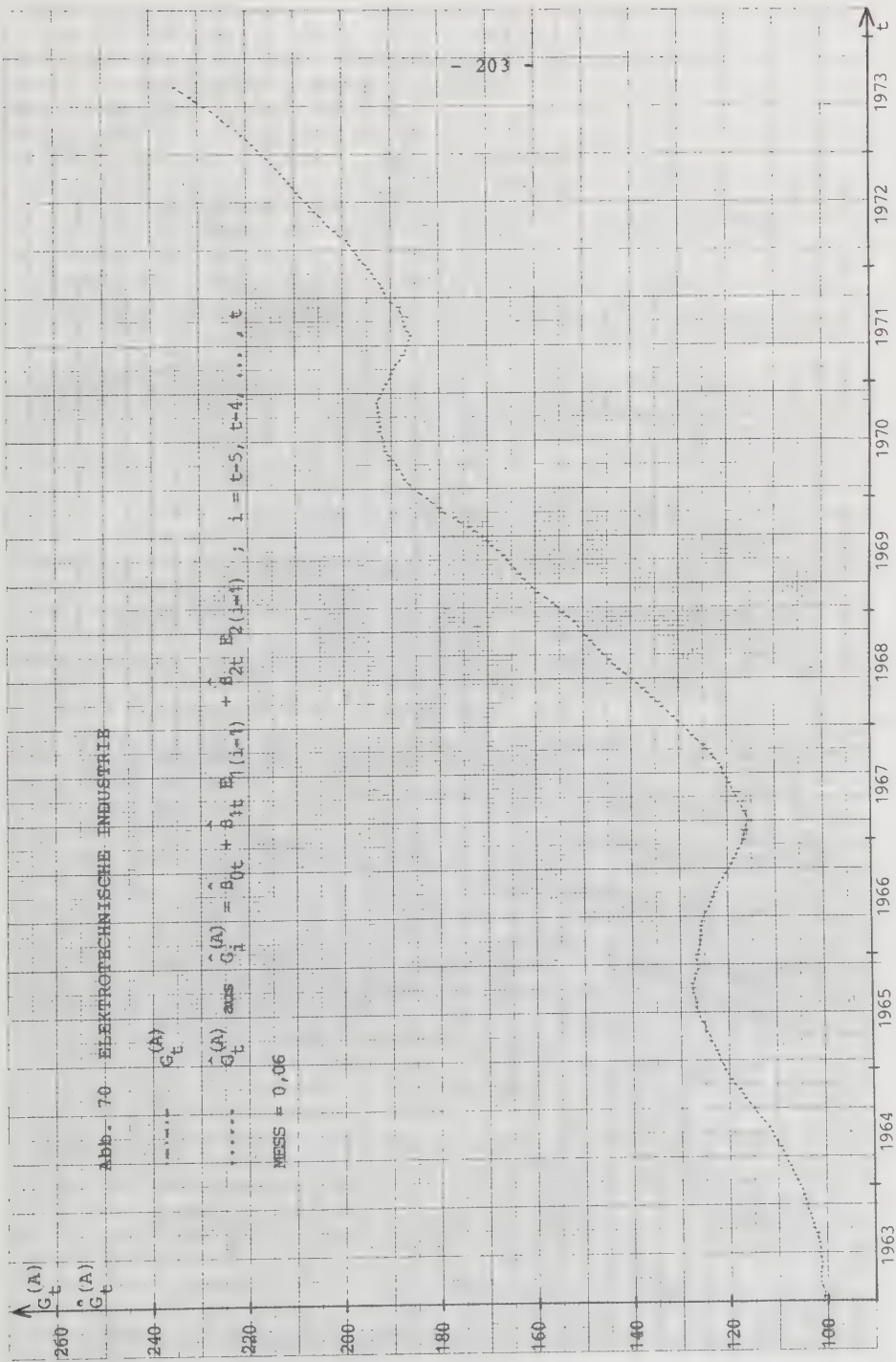
Abb. 68 FAHRZEUGBAU

$G_t(A)$

$G_1(A)$ aus $G_1(A) = \beta_{0t} + \beta_{1t} E_1(1-1) + \beta_{2t} E_2(1-1) ; i = t-5, t-4, \dots, t$

MESS = 0,35





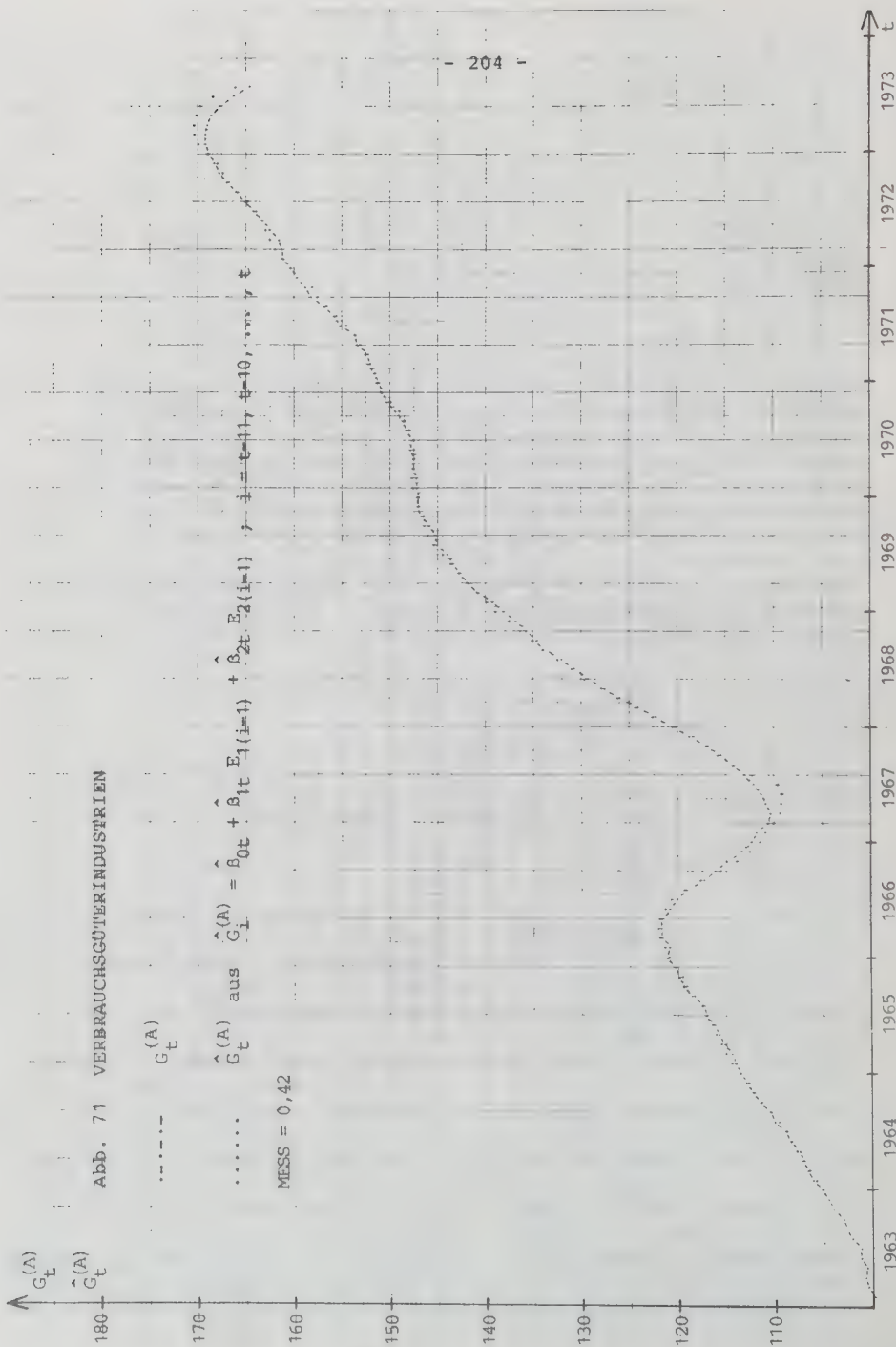
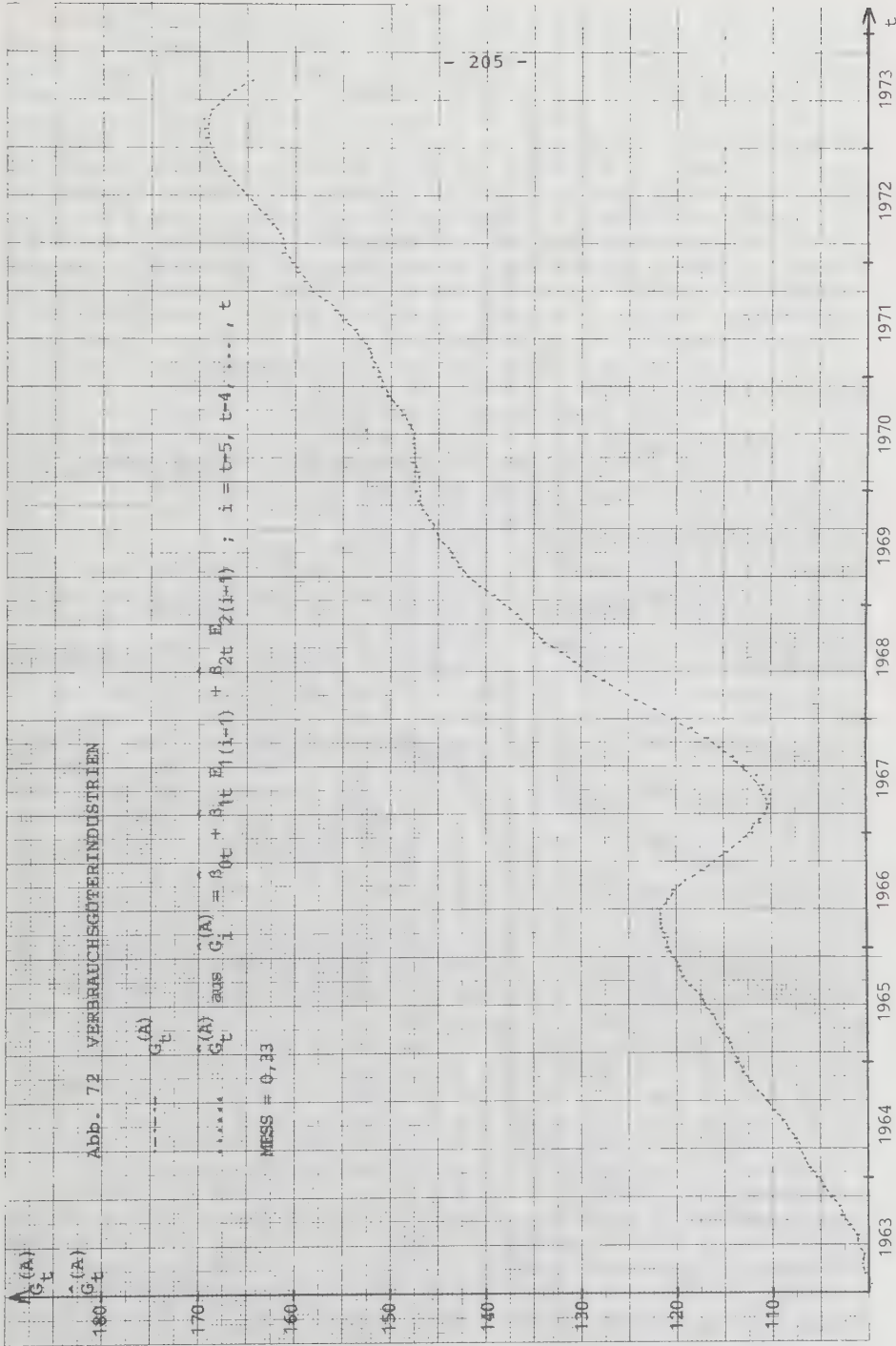


Abb. 72 VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN



$\hat{G}_t^{(A)}$
170
160
150
140
130
120
110
100

Abb. 73 TEXTILINDUSTRIE

--- $G_t^{(A)}$

..... $\hat{G}_t^{(A)}$ aus $\hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-1) ; i = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 0,46

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t

$\hat{G}_t(A)$
170
 $\hat{G}_t(A)$
160

Abb. 74 TEXTILINDUSTRIE

$G_t(A)$

$$\hat{G}_t(A) \text{ aus } \hat{G}_t(A) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 E_1(1-t) + \hat{\beta}_2 E_2(1-t) ; i = t-5, t-4, \dots, t$$

MESS = 0,05

150

140

130

120

110

100

1963

1964

1965

1966

1967

1968

1969

1970

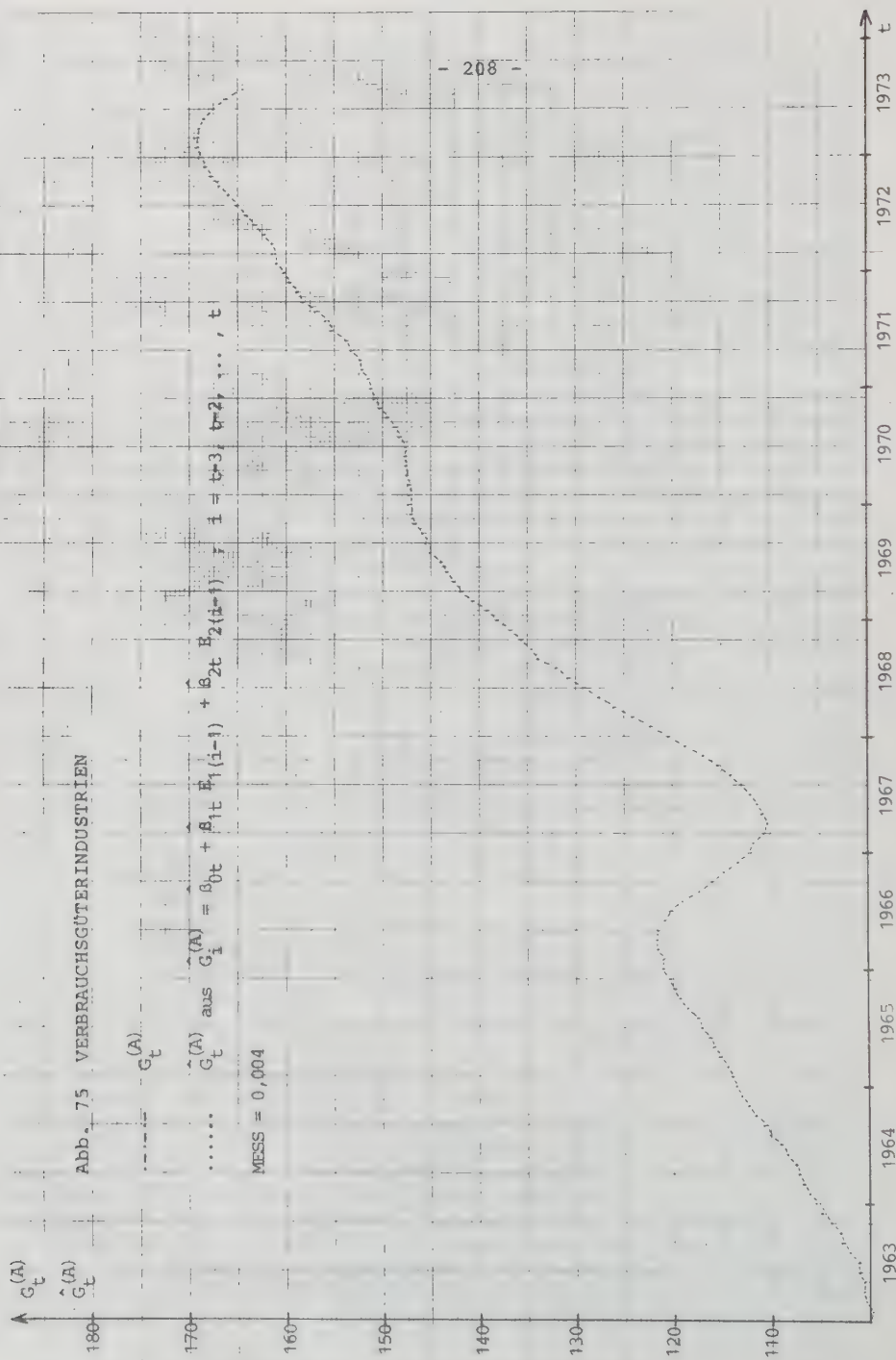
1971

1972

1973

t

Abb. 75 VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN



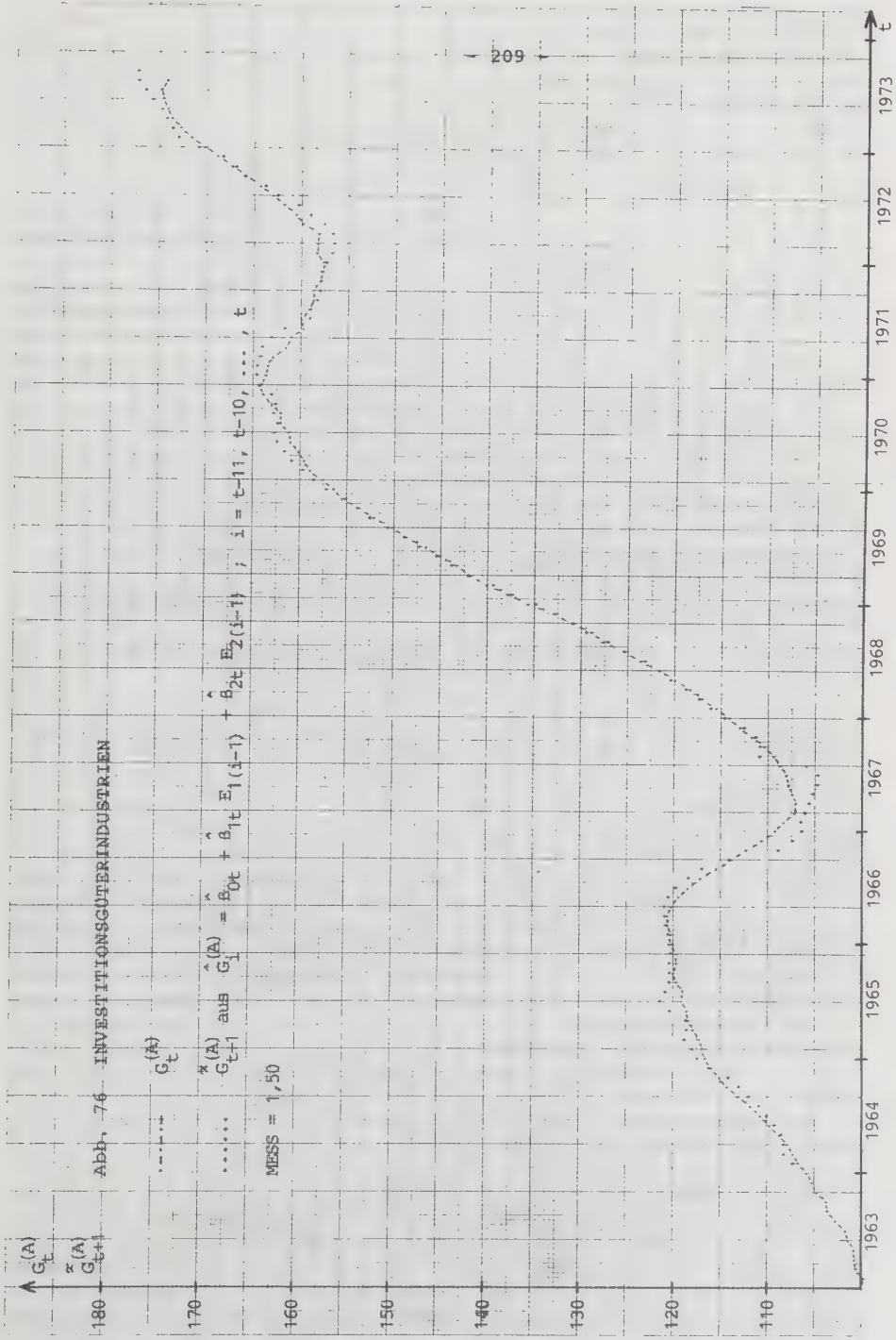
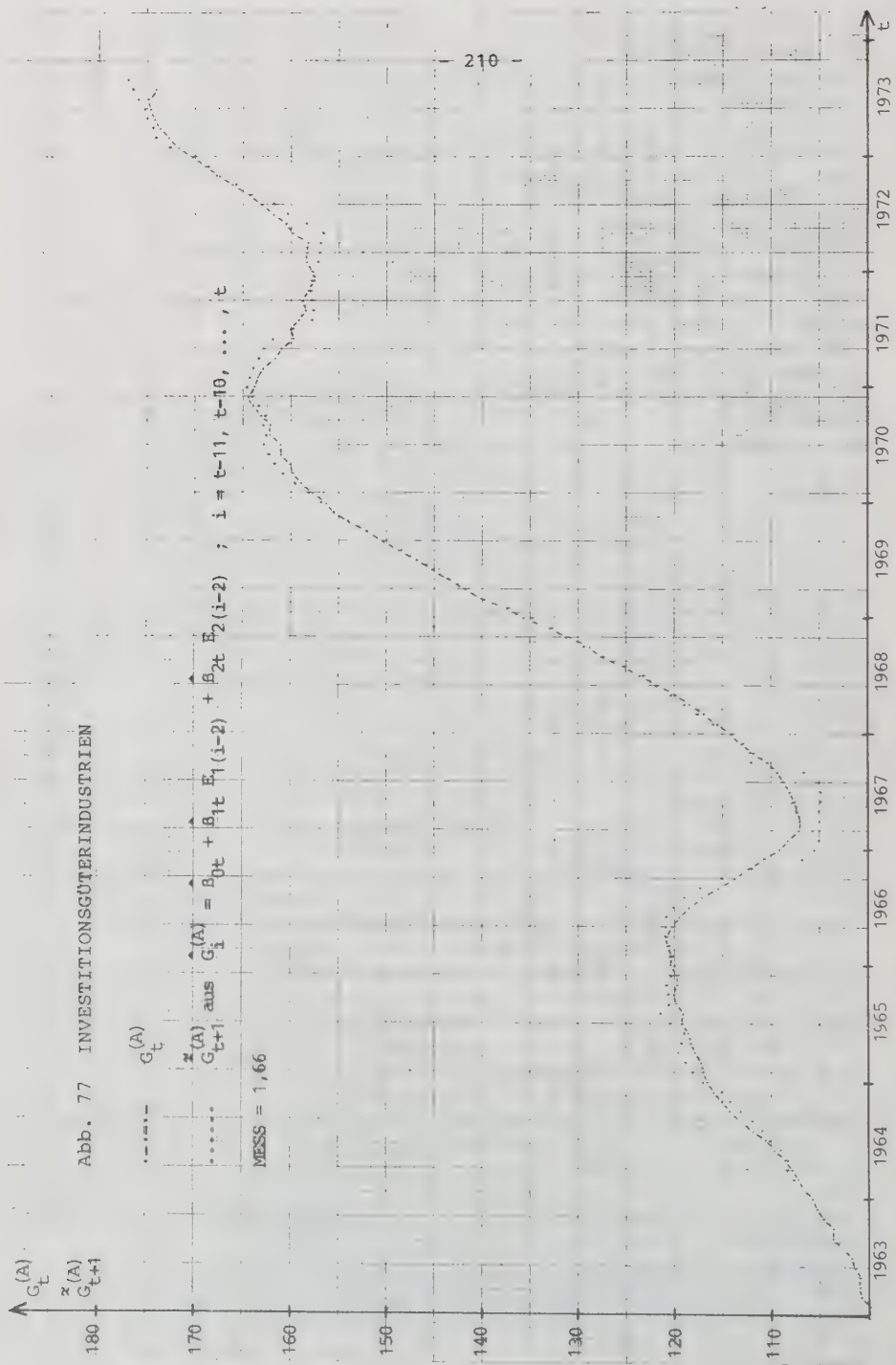


Abb. 77 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN



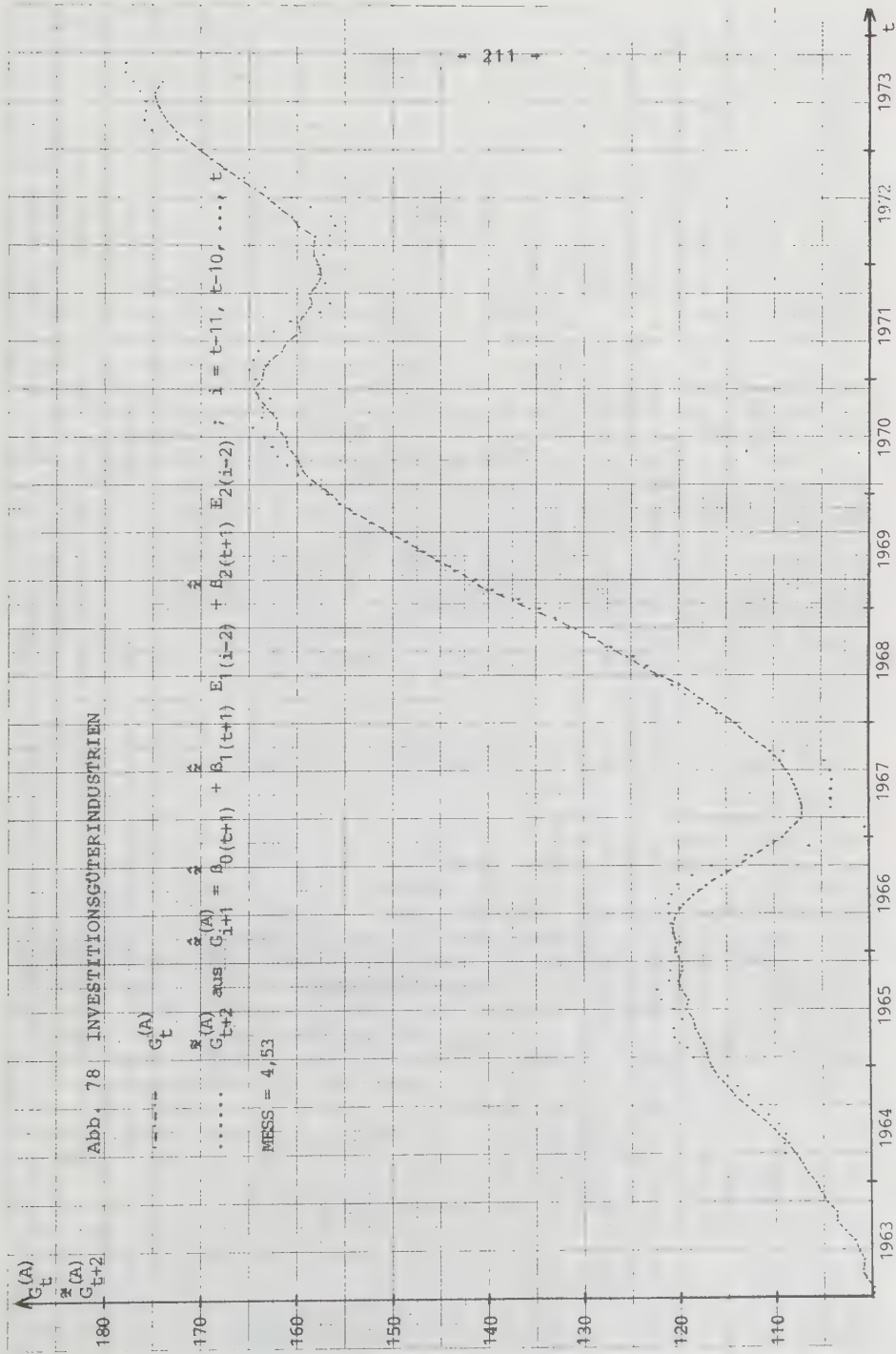


Abb. 78 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

..... $G_t(A)$

$$\hat{G}_t(A) \text{ aus } \hat{G}_{t+1}(A) = \beta_0(t+1) + \beta_1(t+1) E_1(i-2) + \beta_2(t+1) E_2(i-2) ; i = t-11, t-10, \dots, t$$

MESS = 4,53

$\Lambda_{G_t}^{(A)}$

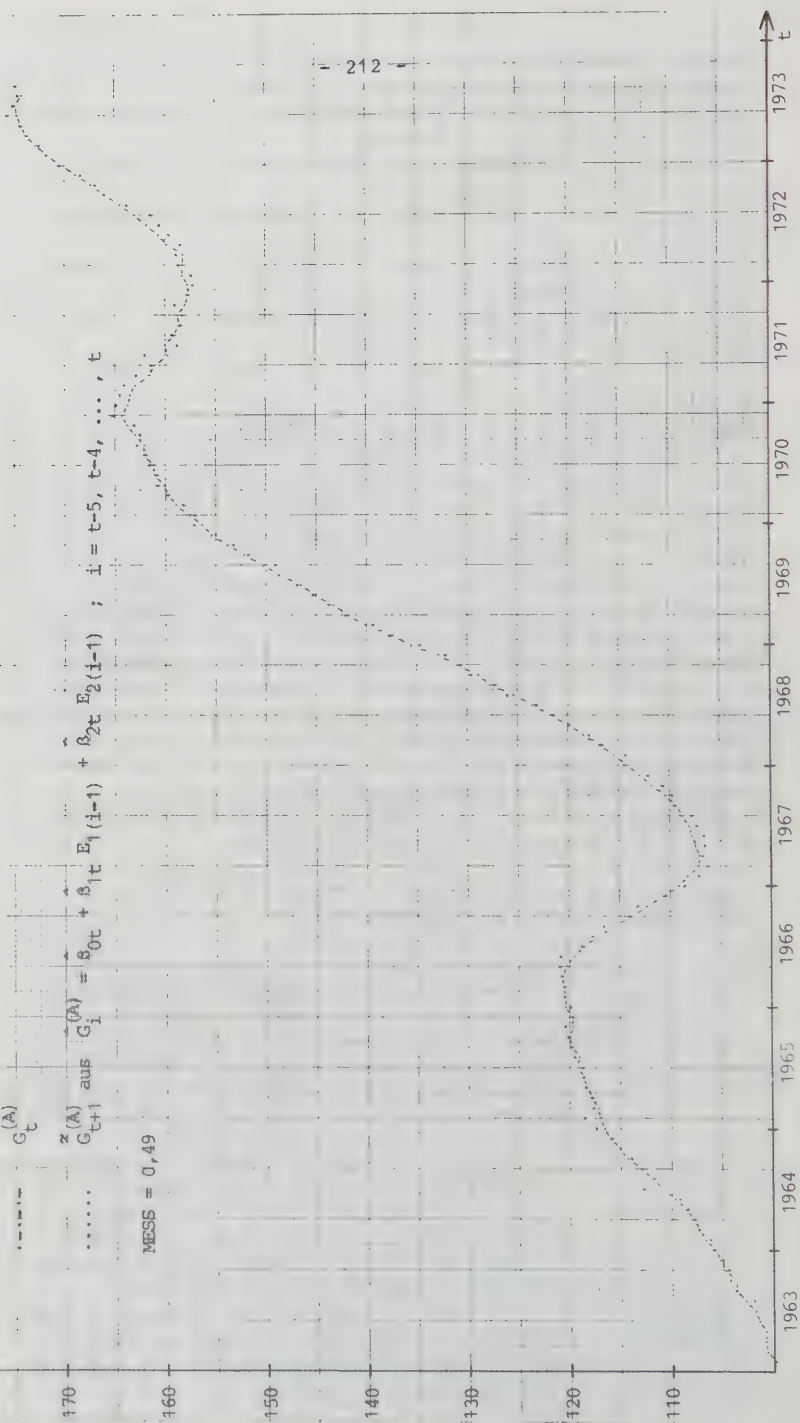
$\hat{z}^{(A)}$
 G_{t+1}

Abb. 79 INVESTITIONSGÜTERINDUSTRIEN

--- $G_t^{(A)}$

..... $\hat{z}^{(A)}$ aus $G_t^{(A)} = \beta_{0t} + \beta_{1t} E_1(j-1) + \beta_{2t} E_2(j-1)$; $j = t-5, t-4, \dots, t$

MESS = 0,49



$\hat{G}_t^{(A)}$
 $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$

Abb. 80. GESAMTE INDUSTRIE

$\hat{G}_t^{(A)}$
 $\hat{G}_t^{(A)}$

$\hat{G}_t^{(A)}$ aus $\hat{G}_t^{(A)} = \hat{B}_0 t + \hat{B}_1 t E_1(i-1) + \hat{B}_2 t E_2(i-1)$; $i = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 0,88

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t

$\hat{A}_t^{(A)}$
 $\hat{z}_t^{(A)}$
 $\hat{G}_{t+1}^{(A)}$

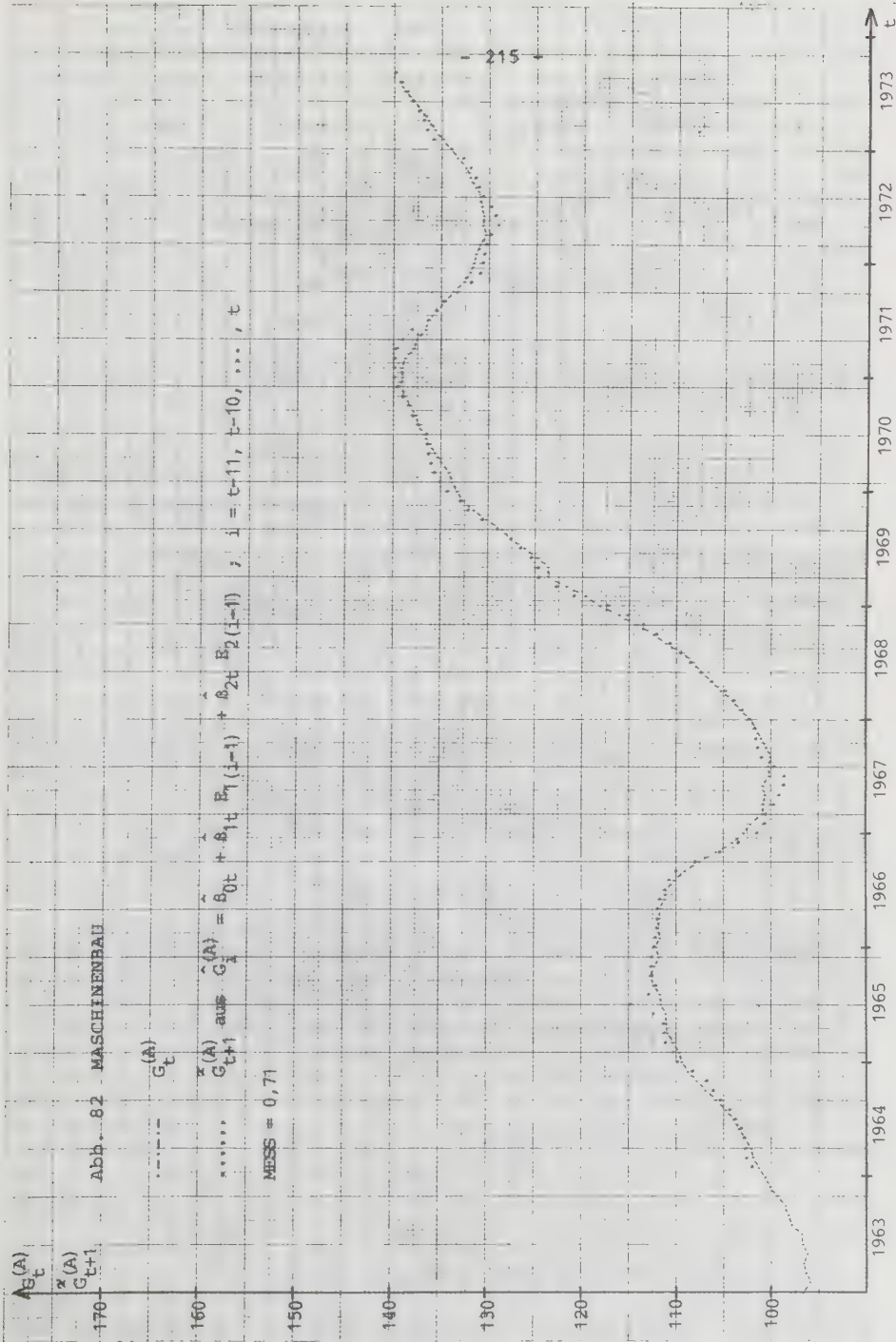
Abb. 81. GESAMTE INDUSTRIE

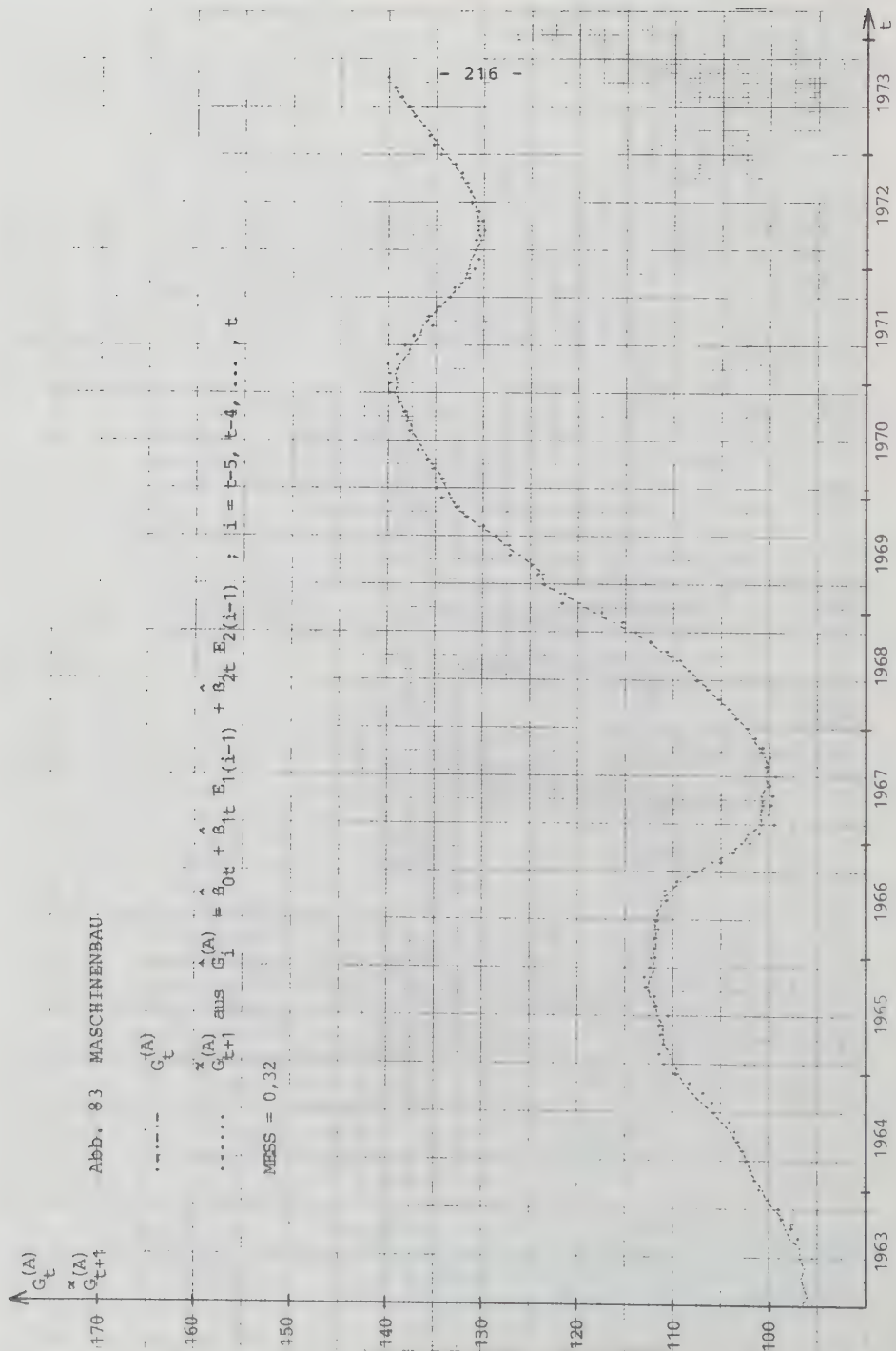
$\hat{G}_t^{(A)}$

$$\hat{G}_{t+1}^{(A)} \text{ aus } \hat{G}_i^{(A)} = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-1) ; i = t-5, t-4, \dots, t$$

MESS = 0,57

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t





$\hat{A}_t(A)$

$\hat{x}_t(A)$

Abb. 84 PAHR2BUGDAU

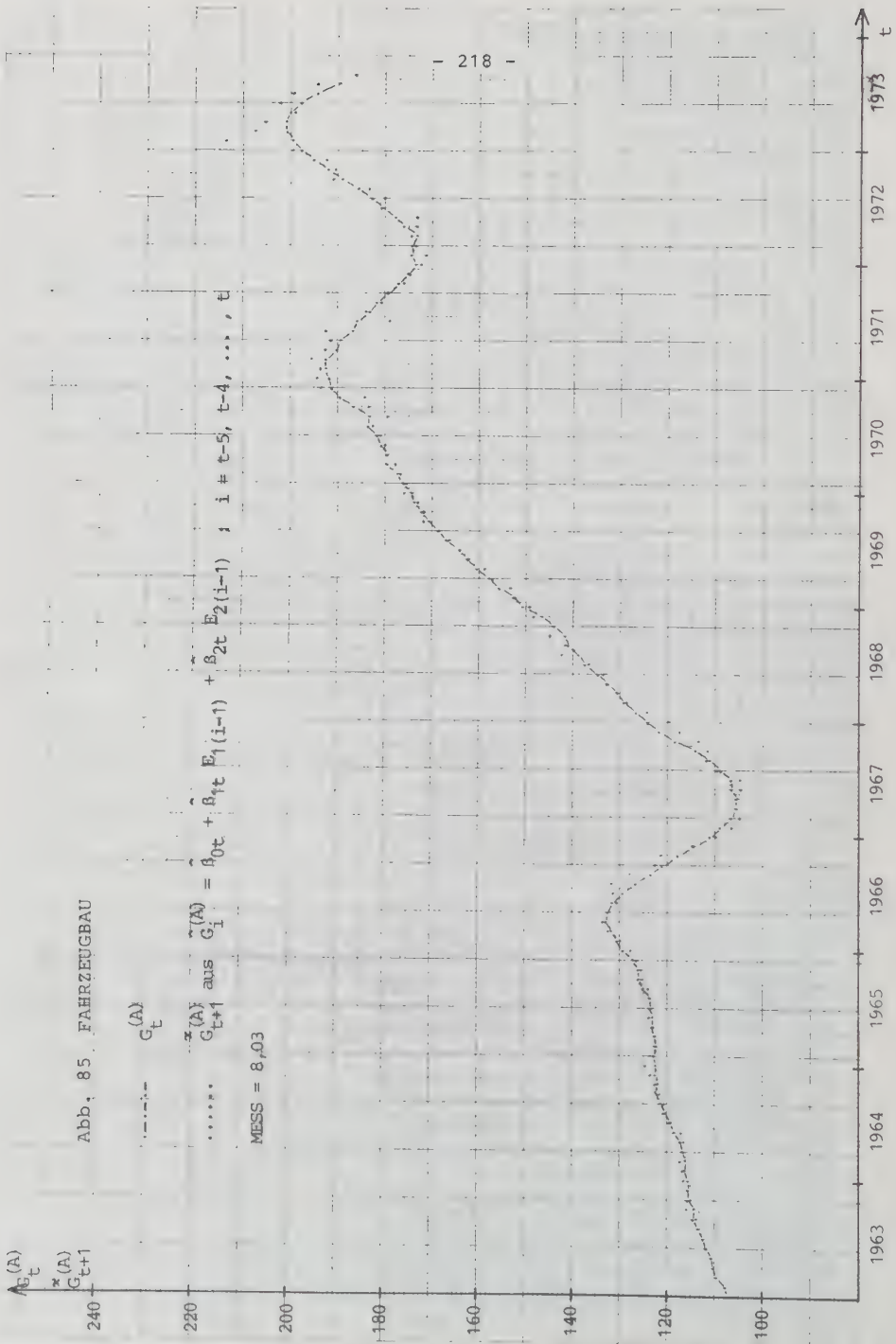
$\hat{G}_t(A)$

$\hat{x}_t(A) \text{ aus } \hat{G}_t(A) = \hat{\theta}_{0t} + \hat{\theta}_{1t} E_1(1-t) + \hat{\theta}_{2t} E_2(1-t) ; t = t-11, t-10, \dots, t$

MESS = 12,75

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t

Abb. 85. FAHRZEUGBAU



$$\hat{x}_{t+1}(A) \text{ aus } G_{t+1}(A) = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-1) ; i = t-5, t-4, \dots, t$$

MESS = 8,03

$\hat{G}_t(A)$
 $\hat{G}_{t+1}(A)$

Abb. 86 ELEKTROTECHNISCHE INDUSTRIE

----- $G_t(A)$

..... $\hat{G}_{t+1}(A)$

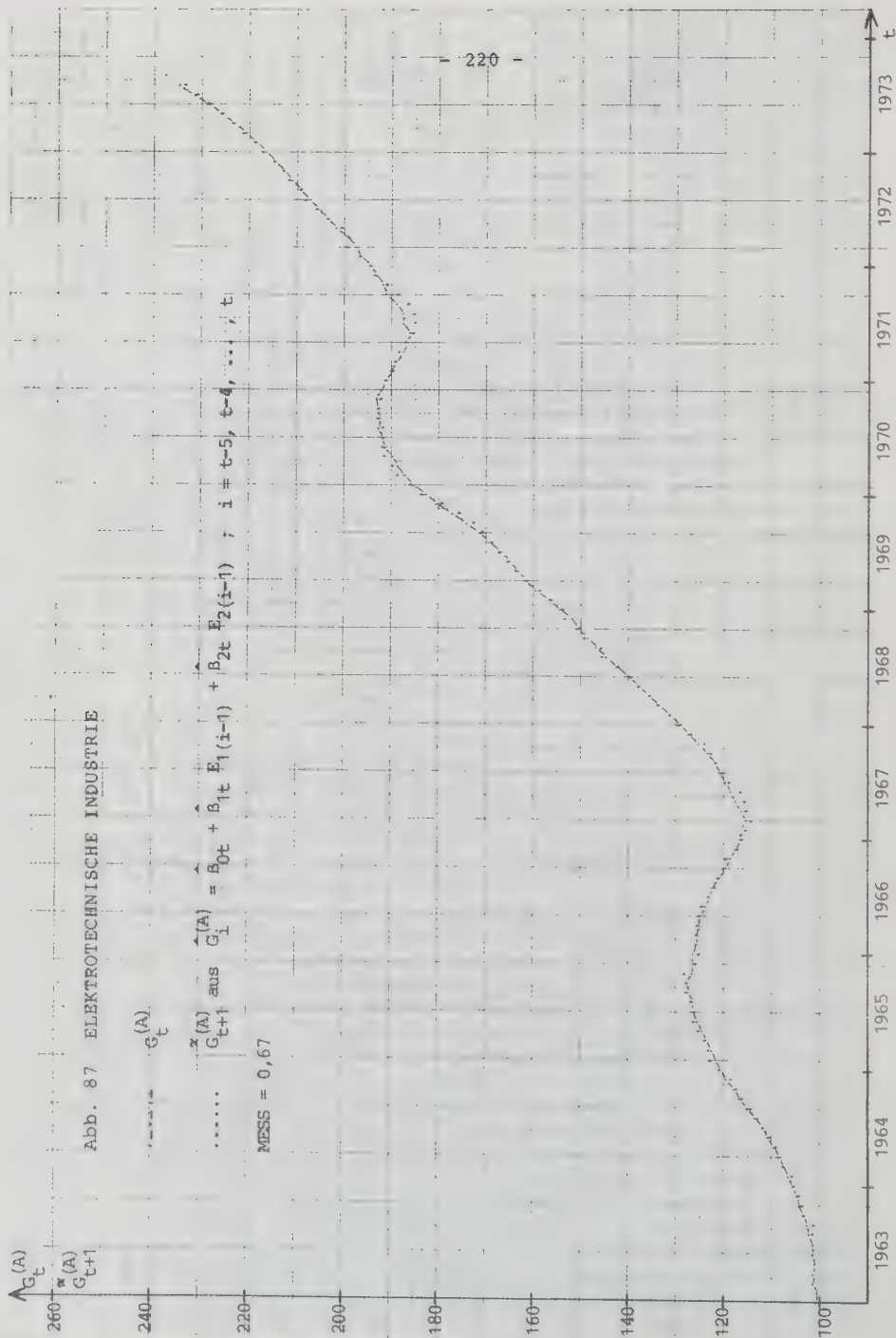
$\hat{G}_1(A)$

$\hat{G}_t(A) = \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} E_1(i-1) + \hat{\beta}_{2t} E_2(i-1)$

; $i = t-1, t-10, \dots, t$

MESS = 2,59

1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 t



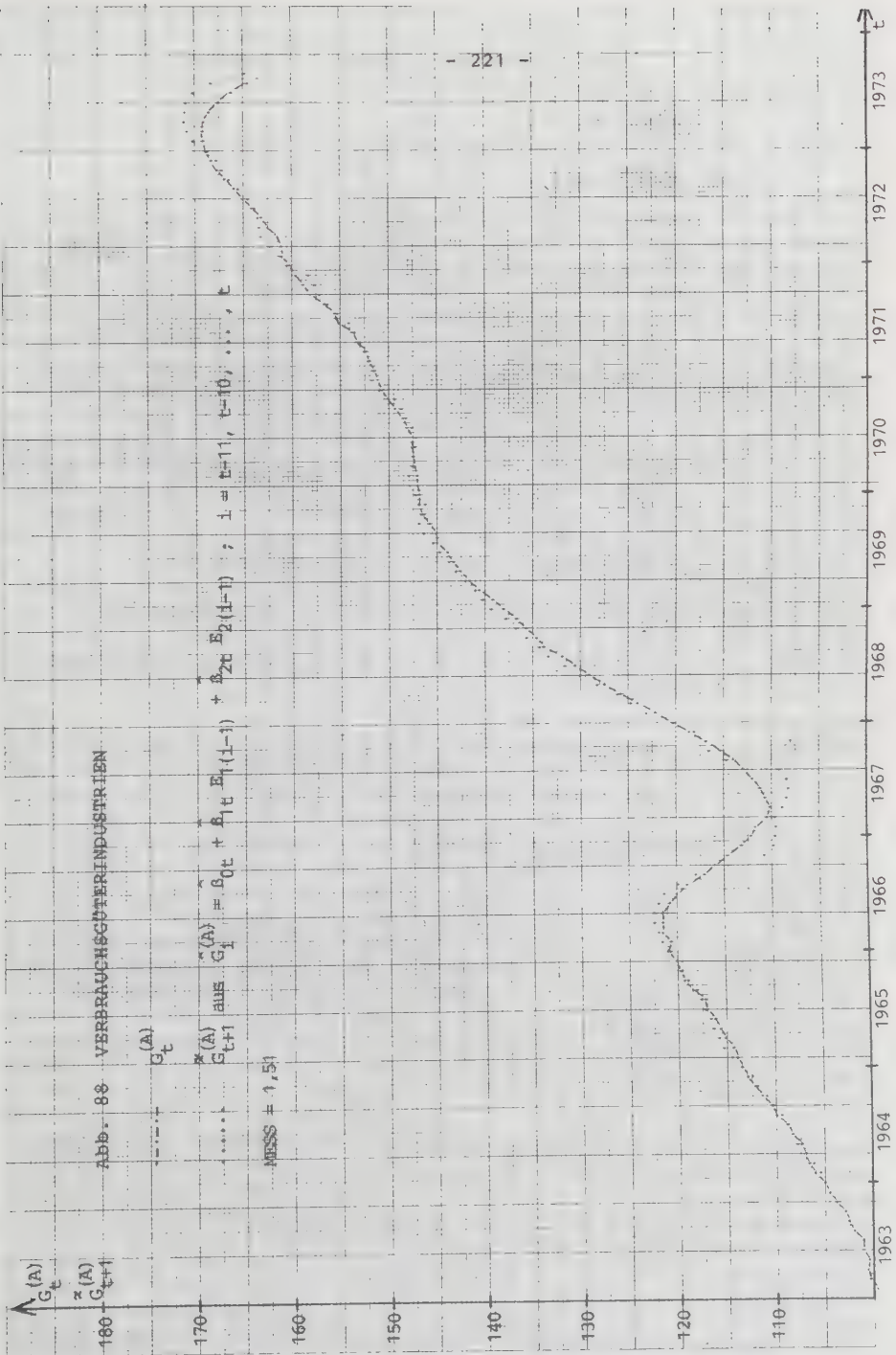
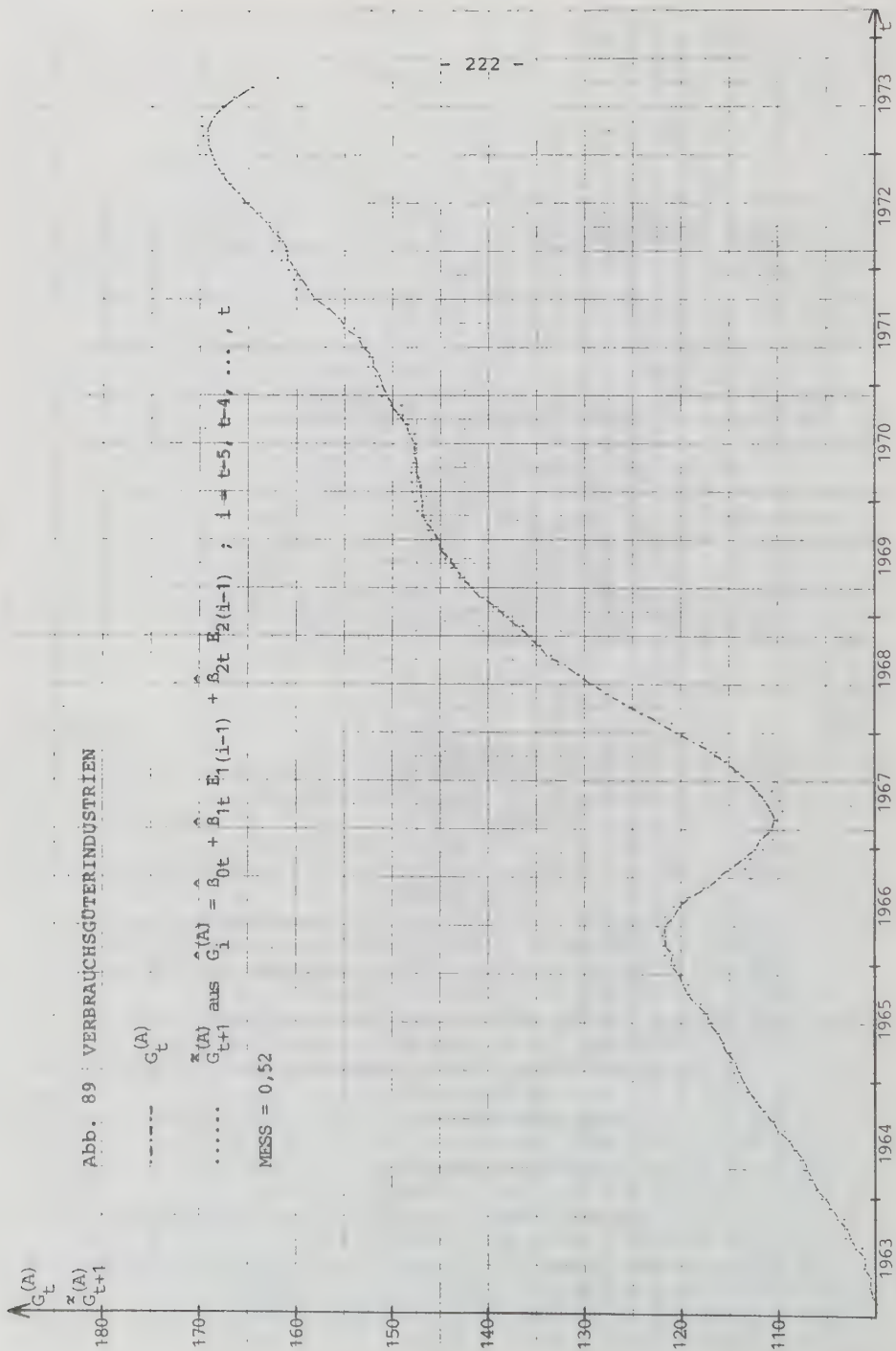


Abb. 89 : VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN



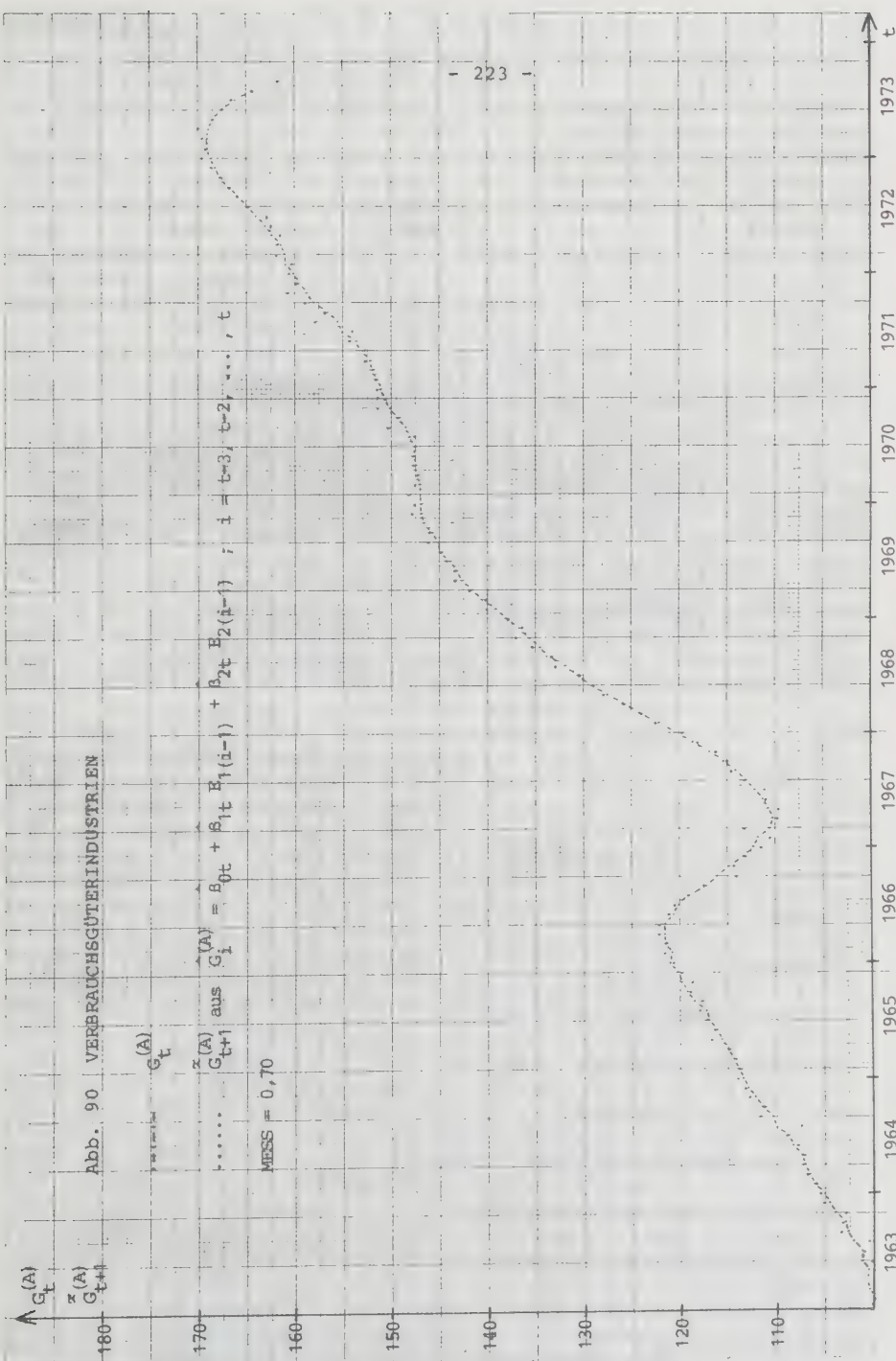


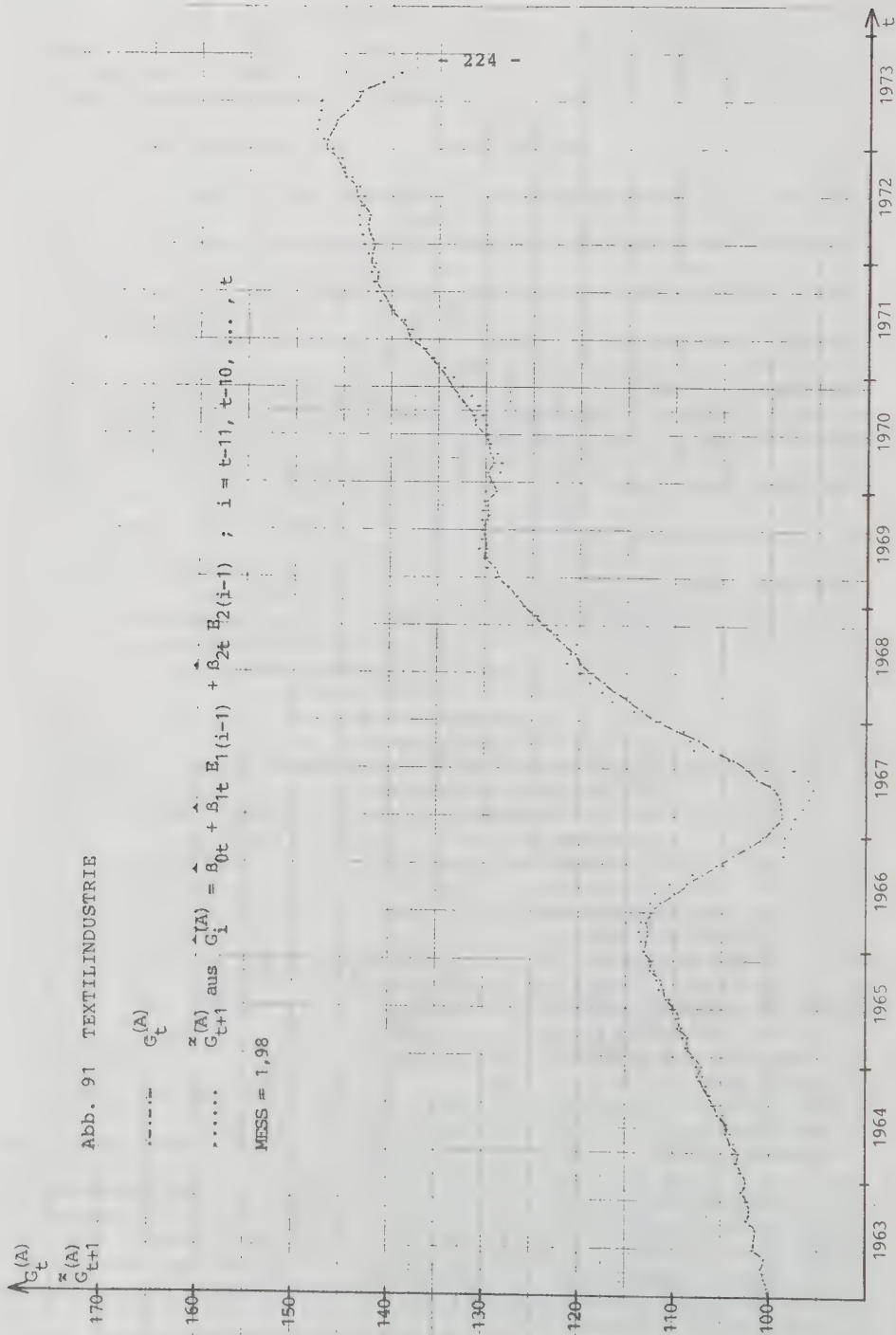
Abb. 90 VERBRAUCHSGÜTERINDUSTRIEN

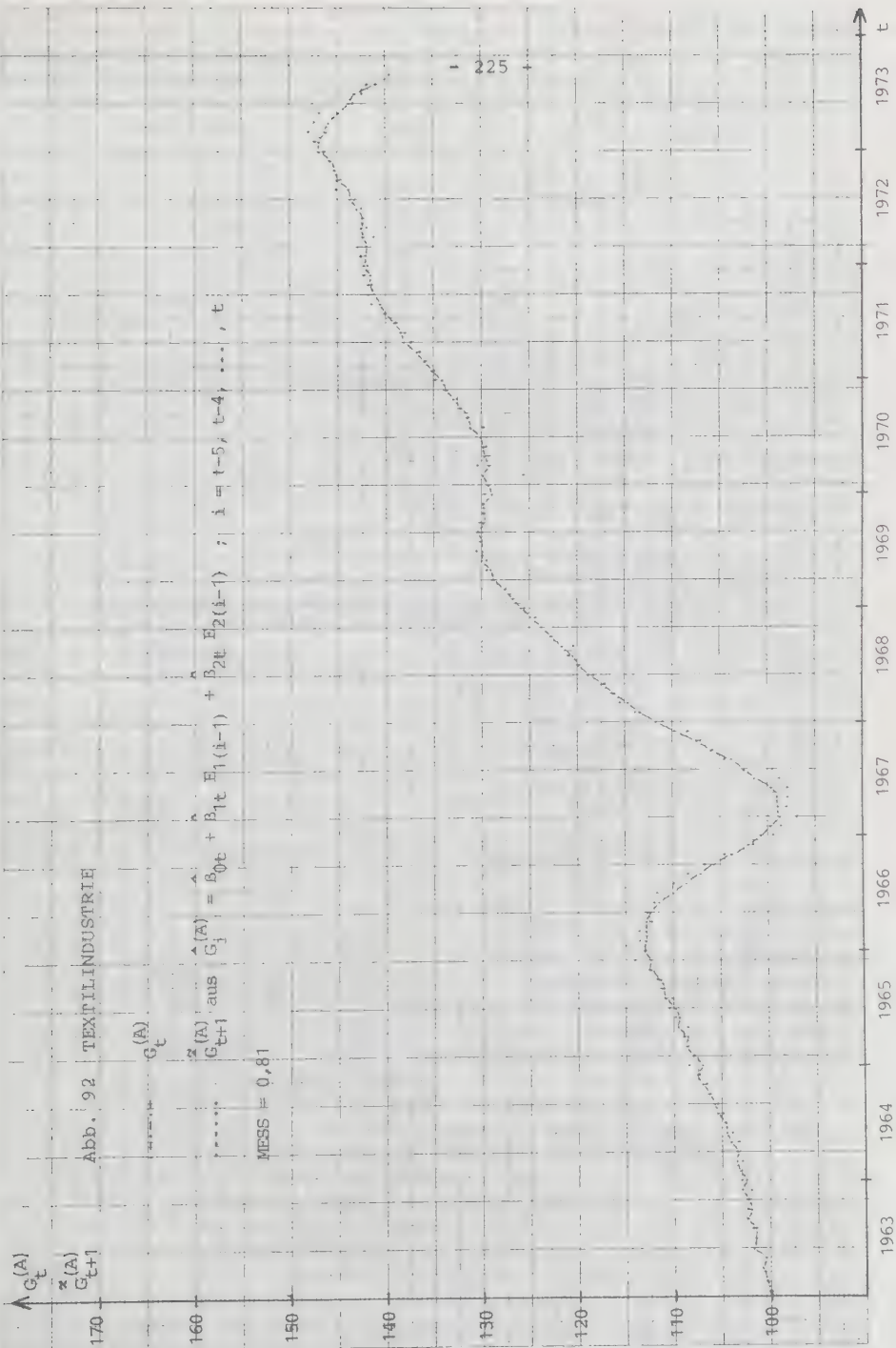
$G_t(A)$

$$\hat{G}_t(A) = G_{t-1} + \beta_1 \hat{G}_{t-1}(A) + \beta_2 \hat{G}_{t-2}(A) + \dots$$

MESS = 0,70

Abb. 91 TEXTILINDUSTRIE





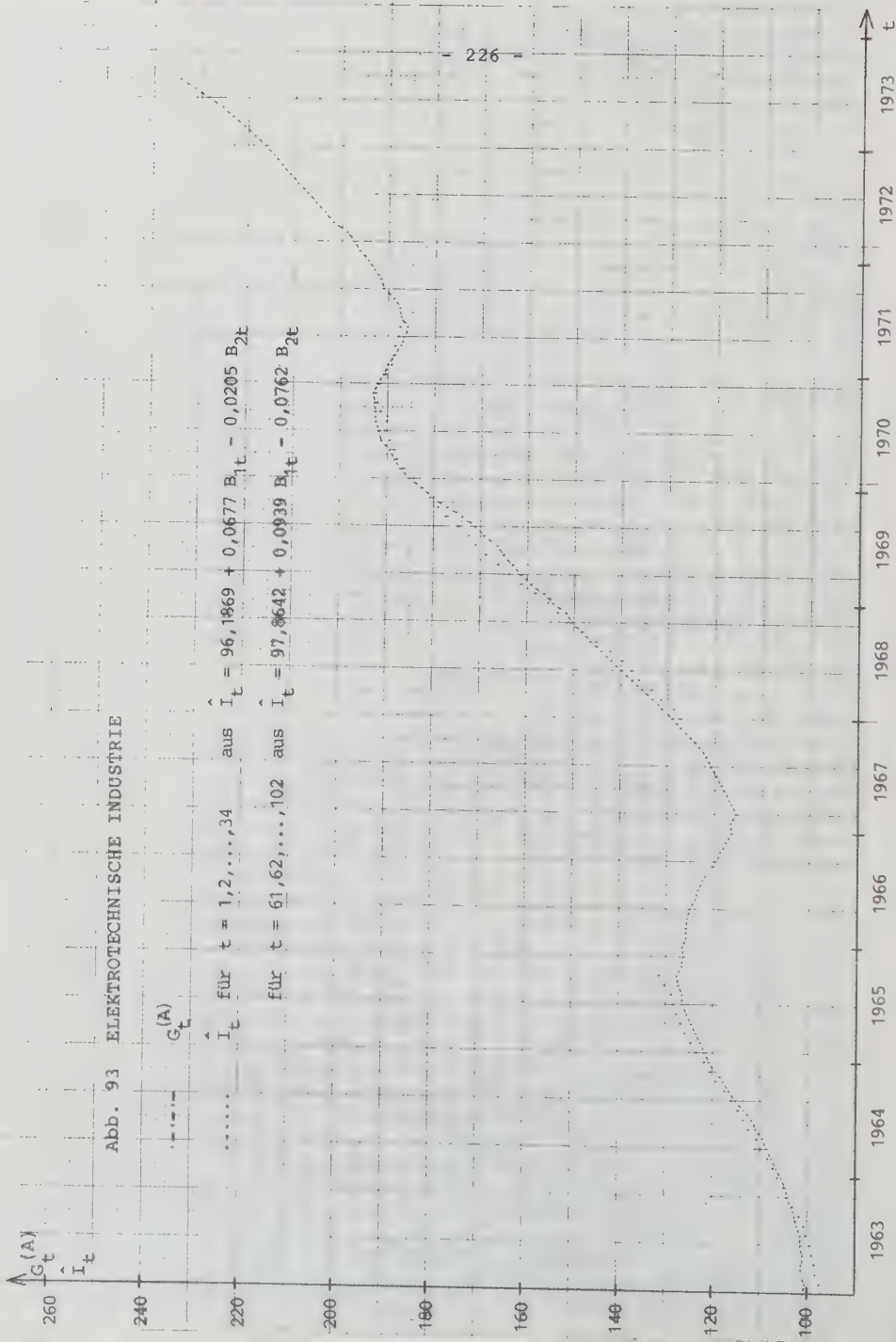


Abb. 94 ELEKTROTECHNISCHE INDUSTRIE

$\hat{I}_t$

für $t = 2, 3, \dots, 34$

für $t = 61, 62, \dots, 102$

aus $\hat{I}_t =$

aus $\hat{I}_t =$

$$98,1509 + 0,0564 E_1(t-1) - 0,0367 E_2(t-1)$$

$$127,5856 + 0,0630 E_1(t-1) + 0,1067 E_2(t-1)$$



Abb. 95 GRUNDSTOFF- UND PRODUKTIONSGÜTERINDUSTRIEN

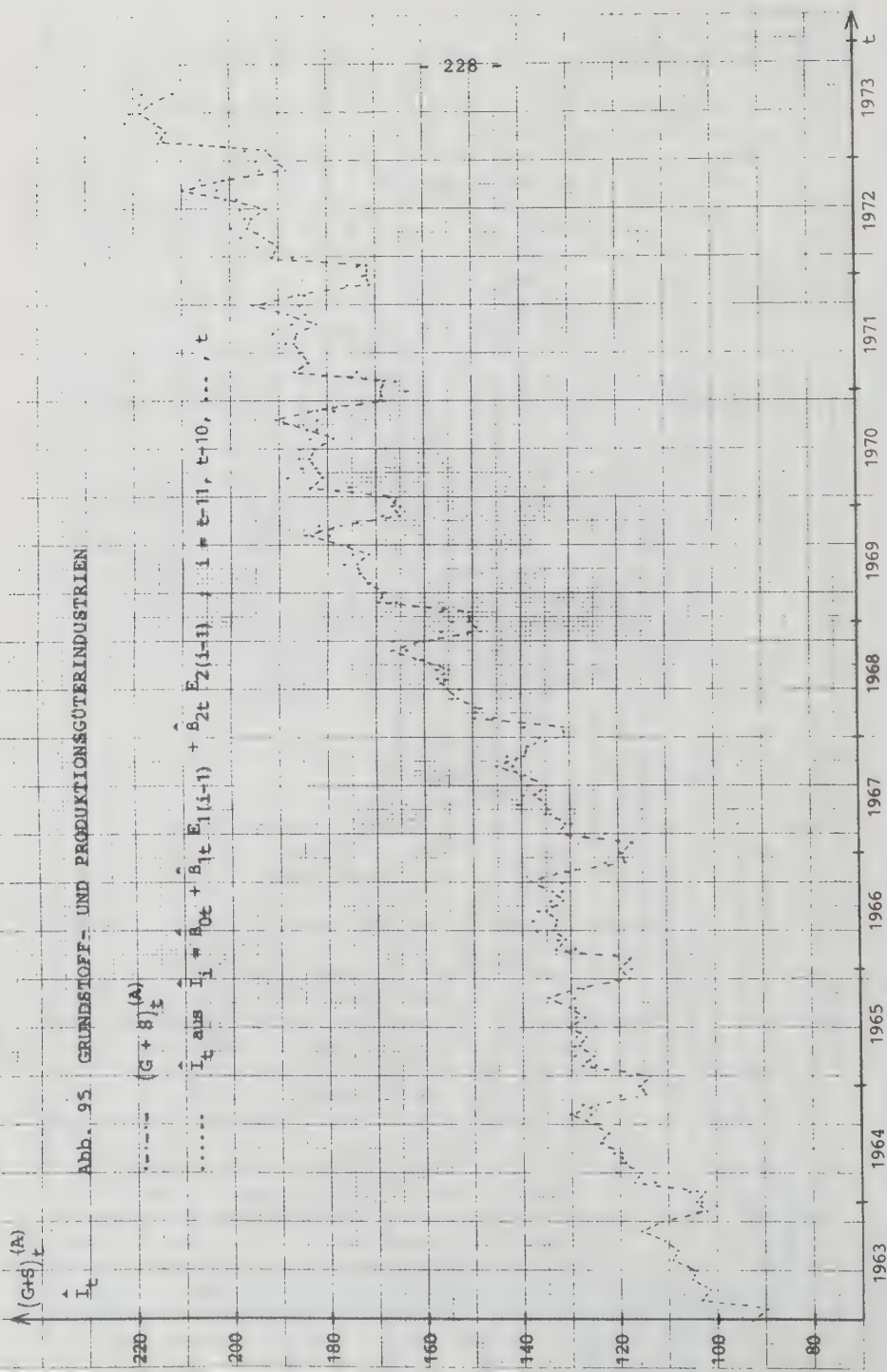
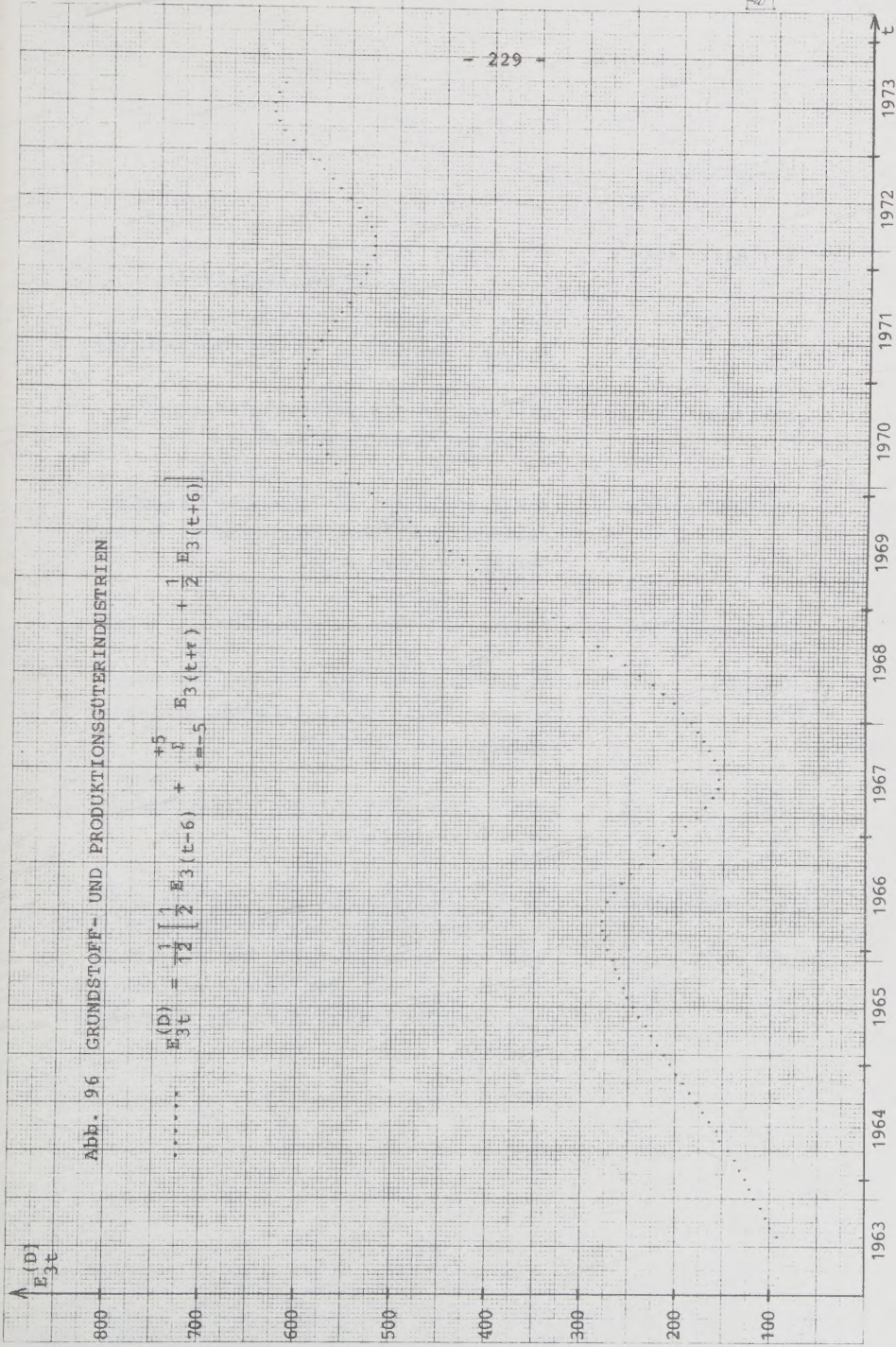


Abb. 96 GRUNDSTOFF- UND PRODUKTIONSGÜTERINDUSTRIEN

$$E_{3t}^{(D)} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{2} E_3(t-6) + \sum_{i=1}^{+5} E_3(t+i) + \frac{1}{2} E_3(t+6) \right]$$



Lebenslauf

11. Mai	1944	geboren in Wolnzach, Landkreis Pfaffenhofen/Ilm Vater : Walter Pröls, Regierungsrat Mutter : Maria Pröls, geb. Brücklmaier
September	1950	Eintritt in die Volksschule an der Wilhelmstrasse in München
September	1954	Eintritt in das Realgymnasium mit Ober- realschule München Nord, später Sophie- Scholl-Realgymnasium
Juni	1963	Abitur und Erlangung der Hochschulreife
November	1963	Immatrikulation zum Studium der Volks- wirtschaft an der Ludwig-Maximilians- Universität in München
Juni	1968	Studienabschluß mit der Diplomprüfung für Volkswirtschaft
September	1968	Beginn der Tätigkeit als Verwalter der Dienstgeschäfte eines wissenschaftlichen Assistenten am Institut für Statistik und ihre Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität München

